

## 城市空间结构对居民肥胖的影响研究

张可<sup>1</sup>, 郑舒文<sup>2</sup>

(1. 东华大学 旭日工商管理学院, 上海 200051; 2. 华东政法大学 商学院, 上海 201620)

**【摘要】**：如何在优化城市空间结构的同时促进居民健康, 已成为新型城镇化所面临的重大现实问题。研究基于2014—2020年中国家庭追踪调查数据和夜光灯数据, 考察了城市空间结构对居民肥胖的异质性影响及其影响机制。研究发现, 偏单中心的城市空间结构显著促进了居民肥胖, 这一结论在系列稳健性检验和解决内生性问题后依然成立。异质性分析发现, 偏单中心的城市空间结构对女性群体、社交密集型群体、室内工作群体和高压力群体的肥胖促进作用更明显。偏单中心的城市空间结构对北方城市居民和人口密集城市居民的肥胖促进作用更大。调节效应分析发现, 空气湿度和城市数字化水平的调节作用降低了偏单中心城市空间结构对居民肥胖的促进效应。机制检验结果表明, 城市空间结构通过消费可达性、交通可达性、休闲可达性和物流可达性影响居民肥胖。研究为如何在城市空间管理过程中实现公共健康目标提供了一种新视角和经验证据。

**【关键词】**：空间治理; 居民健康; 可达性; 异质性; 单中心城市; 多中心城市; 城市数字化水平

**【中图分类号】**：TU984.113; R589.2 **【文献标志码】**：A **【文章编号】**：2096-5656(2026)03-0061-18

**DOI**: 10.15877/j.cnki.nsic.20251113.001

## 1 文献综述

高集聚和紧凑的城市空间结构改变了居民的出行、工作和饮食偏好, 可能与超重和肥胖相关。目前, 超重和肥胖已成为全球性公共卫生和人类健康的重大挑战<sup>[1]</sup>。城市空间结构是指城市内部经济活动的空间分布及形态, 主要表现为人口(居民)、企业等要素在空间上的分布状态<sup>[2-3]</sup>, 分为单中心(紧凑型)和多中心城市(分散型)两大类<sup>[4]</sup>。单中心空间结构(紧凑型)形态一般表现为单个城市中心(单核), 人口和经济活动高度集中于城市中心, 中心城区具有较高的经济密度和紧凑度, 而外围地区的经济活动和紧凑度则较低。多中心城市空间结构(分散型)表现为城市拥有多个中心或增长极, 城市人口和经济活动分散于多个城市中心和次级中心, 形成多核网络城市空间结构<sup>[5]</sup>。城市空间结构对经济社会的影响较为广泛, 包括宏观层面: 经济增长<sup>[6]</sup>、创新绩效<sup>[7]</sup>、容积率<sup>[4]</sup>、城乡收入差距<sup>[8]</sup>、环境质量<sup>[9]</sup>和碳排放<sup>[10]</sup>; 微观层面: 工资水平<sup>[11]</sup>、抑郁<sup>[12]</sup>、压力<sup>[13]</sup>等。就居民健康的角度而言, 虽然单中心城市空间结构具有效率优势, 但居住在密集型环境中对居民

健康的影响受到质疑, 如居民更多地暴露在空气污染和噪声中、高密度建筑环境容易引发心理疾病等<sup>[14]</sup>, 居民无法更多地以体力活动方式出行以及从更多的社交场所中受益<sup>[15]</sup>。

目前, 罕有文献直接考察城市空间结构与居民肥胖之间的关系, 与城市空间结构较为相近的关键词有城市建成环境和城市紧凑度。城市建成环境通过影响食品环境, 改变食物的获得性进而影响居民能量摄入<sup>[16]</sup>。城市建成环境与居民出行方式密切相关<sup>[17]</sup>, 城市建成环境影响居民体力活动路径和强度进而影响居民身体能量消耗。城市多中心化对居民生活通勤方式、消费选择和运动量具有重要影响, 进而影响居民的体力活动水平和营养吸收。如城市多中心化会显著降低居民的通勤时间和成本, 有利于实现城市内部的职住平衡<sup>[18]</sup>, 提高居民消费的多样性和可达性<sup>[19]</sup>; 有利于构建城市慢行交通体系

收稿日期: 2025-08-16

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(21BJL128); 中央高校基本科研业务费专项资金资助(2232024B-01)。

第一作者: 张可, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向: 区域与城市经济。

(步行、自行车和公交车),并提高居民参加户外体育活动的频率<sup>[5]</sup>。

城市空间结构主要反映的是城市内部经济活动的空间分布特征和经济活动形态,而城市紧凑度反映的是城市整体经济活动的疏密程度,即城市内部各主体间的平均经济距离。现有研究在城市紧凑度(城市蔓延)与肥胖的关系上并未达成一致。第一种观点认为紧凑型城市有利于降低肥胖<sup>[16,20-21]</sup>。第二种观点却截然相反,认为人口密度过高的紧凑型城市会加重居民肥胖,适度发展城市郊区有利于降低肥胖<sup>[22]</sup>。第三种观点认为城市紧凑度与肥胖之间存在非线性关系。低密度建成环境下,提高人口密度有利于降低居民肥胖;高密度建成环境下,提高人口密度反而有利于降低居民肥胖<sup>[23-25]</sup>。相关研究未达成一致的原因有:一是研究视角的差异,未能区分宏观空间结构与微观环境。宏观空间结构和微观居住环境对居民经济社会活动的影响范围存在差异,如城市层面空间结构涉及更远的通勤和职住平衡问题,而社区层面的环境更多涉及居民体力型活动,进而引起不同的肥胖结果。二是忽略了城市内部空间结构的异质性。例如,两个人口密度(紧凑度)相同的城市,空间结构的不同会导致完全不同的居民活动模式和肥胖结果。此外,城市土地的混合利用也会对居民肥胖产生影响。一方面,提高了体力型交通方式的可达性<sup>[26]</sup>,为有氧运动创造条件,从而降低肥胖风险;另一方面,一定程度上提高了餐馆的可及性,增大肥胖概率。可步行性高的城市居民体力型交通出行概率更高,城市蔓延增加了居民对汽车的依赖,进而影响肥胖发生率<sup>[27]</sup>。

研究的边际贡献在于:第一,尝试从中观(即城市内部经济活动的空间分布)层面审视城市空间发展模式与居民肥胖的关系。尝试回答什么样的城市空间结构(单中心还是多中心)有利于减少居民肥胖这一现实问题,丰富了城市发展和公共健康的相关研究,也为如何在城市空间管理过程中实现公共健康目标提供了一种新视角。第二,从消费可达性、交通可达性、物流可达性和休闲可达性4个方面分析城市空间结构影响肥胖的潜在渠道,并基于北京大学中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)数据验证了相关影响渠道。第三,充分考虑了异质性和调节效应,考察城市空间结构对居民肥

胖的影响是否受微观层面的个体特征以及宏观层面城市特征的影响。其中,空气湿度(Humidity)和城市数字化水平(Digital)分别为自然气候和新经济形态,居民在不同的空气湿度和数字化水平条件下会有不同的经济社会活动表现,进而产生不同的肥胖结果。具体而言,微观层面,考察城市空间结构对不同性别、社交类型、工作特征和压力状况群体肥胖的差异;城市层面,考察城市空间结构对不同地理区位(南北)和不同人口密集程度居民肥胖的影响差异。2025年中央城市工作会议强调“人民城市理念”,因此在城市空间治理和公共健康管理过程中应坚持以人为本原则,关注个体特征差异。同时,关注我国城市间发展差异较大的客观现实,上述异质性和调节效应是制定差异化政策的重要依据,也为以往研究中矛盾结论的存在提供了来自个体和城市维度的证据。

## 2 理论分析与研究假设

城市单中心和多中心能较好地反映城市内部经济活动的空间形态和布局,也在很大程度上决定了城市内部的可达性<sup>[24]</sup>。城市空间结构直接决定了居民的活动空间范围和轨迹,以及交通、消费、休闲和物流方式等覆盖居民日常活动、体力和能量摄取及消耗的场景<sup>[22]</sup>。研究从消费可达性、交通可达性、休闲可达性和物流可达性4个角度分析城市空间结构对居民肥胖的影响。

### 2.1 消费可达性

城市空间结构决定了商场、餐馆、超市、便利店等消费场所的分布,这些消费场所的空间布局直接影响居民能量摄入与消耗。相比多中心城市空间结构,单中心城市空间结构的消费可达性相对较低,消费可达性对居民肥胖的影响存在正反两个方面。一方面,多中心城市的消费场所较为分散,且购物中心等商业体多选址于人口集中区域,商场临近性提高了食物的易得性,增加了居民暴露在多样化美食中的概率,增加了肥胖风险。偏单中心的城市空间结构条件下,超市、商场和餐饮店集中于城市中心地区,降低了超市、商场和餐饮店的整体可达性,一定程度上增加了居民(特别是非中心区的居民)的购物和获取健康食物的成本,增加了居民囤积食品的概率<sup>[5]</sup>,降低了居民日常身体活动水平,从而促进肥

胖。另一方面,多中心城市有利于构建慢行消费生态,鼓励居民外出步行消费,有利于增强消费体验感,而外出购物和就餐也增加了居民步行概率,提高了居民日常能量消耗。消费可达性的改善提高了居民步行的概率<sup>[28]</sup>,增加了居民能量消耗,也避免大量购买食物,因食物囤积摄入过多能量而引起体重增加<sup>[29]</sup>。超市和生鲜店提供种类丰富和相对健康的食物,超市邻近性的改善提高了健康食物的可获得性,有利于居民改善饮食质量,促进营养均衡,降低了肥胖风险。但与此同时,在规模较小的单中心城市,居民亦可能选择公共交通或步行前往超市、商场和餐饮店等,这种选择一定程度上有利于降低居民肥胖风险。故提出以下竞争性研究假设1a、1b。

H1a: 城市单中心空间结构降低了消费可达性进而促进了居民肥胖。

H1b: 城市单中心空间结构降低了消费可达性进而抑制了居民肥胖。

## 2.2 交通可达性

城市空间结构一定程度上决定了城市内公交站点、路网的空间布局,影响居民出行方式的选择,改变居民日常活动和能量消耗,进而对居民肥胖产生影响。临近地铁、公交站点的居民更倾向于选择公共交通,增加居民到达公交站点的步行或骑行运动量<sup>[30]</sup>。地铁、公交站的可达性越高,越有利于满足居民通勤需要,降低私人机动车的出行概率。此外,私人机动车的使用会加剧空气污染,进一步降低居民出门概率,减少居民户外活动量。城市空间结构也直接影响居民的通勤时间和距离。单中心城市的平均通勤时间和距离相对较长,较长的通勤距离容易形成对机动车的依赖,增加污染物排放,减少居民的户外活动<sup>[31]</sup>。降低了居民选择公交出行意愿,进而降低步行、骑行等身体活动水平,较长的通勤时间会挤占居民运动和睡眠时间,而运动与睡眠和肥胖密切相关<sup>[32]</sup>。多中心城市空间结构有利于公共交通和基础设施空间分布的均衡化,公共交通系统疏散客流的效率更高,缩短居民与公共交通站点的距离。相对单中心城市,多中心化城市实现职住平衡较容易,有利于提高城市交通可达性,减少通勤时间,增加居民外出和居民体力活动频率。除此之外,多中心城市更加容易建设城市慢行交通体系,形成步行、骑行和公交三维一体的体力型交通方式,有利

于增强居民的身体健康,降低居民肥胖风险。故提出研究假设2。

H2: 城市单中心空间结构降低了交通可达性进而促进了居民肥胖。

## 2.3 休闲可达性

城市空间结构一定程度上决定了公园、体育场馆、绿地等休闲服务设施的空间布局,影响居民参加运动或锻炼的决策,进而影响居民肥胖。第一,相对于单中心城市,多中心城市的公园、体育场馆和娱乐设施的分布更为分散,居民外出休闲运动的可达性相对较高,提高了居民的运动概率和运动意愿<sup>[31]</sup>,一定程度上避免了长时间久坐而导致的脂肪囤积。第二,多中心城市的公园、体育场馆和娱乐设施的空间分布相对分散,较高的街道连通性与便利性增加了居民散步、骑行的概率<sup>[33]</sup>,提高了市民的身体活动水平,一定程度上缓解了居民工作生活中的压力,降低了居民肥胖的风险。具有良好可达性的公共空间和休闲场所能促进居民社交<sup>[34]</sup>,与网络社交相比,外出社交具有更高的身体活动水平与更多的能量消耗。第三,多中心城市的绿地和公园的分布离居民区较近,城市绿地和公园有利于减轻噪声和空气污染<sup>[35]</sup>,促进居民外出活动、减少压力和负面情绪<sup>[36]</sup>,降低肥胖风险。城市中的绿色居住环境和空间视觉,有利于促使居民进行更多的体育活动与户外娱乐文化活动,为居民提供接触他人的开放空间<sup>[35]</sup>,提高了居民身体活动水平。高密度的单中心城市空间结构条件下,城市人均居住面积和活动空间的减少会增加居民心理压力。而压力与肥胖密切相关,压力会提高肾上腺皮质醇指数,增加食物和能量摄入,也会降低甲状腺激素水平,降低基础代谢<sup>[36]</sup>,从而降低居民运动意愿。此外,单中心城市条件下的高密度建筑会影响污染物的分散<sup>[37]</sup>,引发热岛效应,间接加剧空气污染,进一步减小居民户外活动概率,降低体力活动水平。单中心的城市空间结构降低了休闲可达性,容易形成高密度的建筑空间,影响居民外出锻炼、社交和心理状况,改变压力和激素水平,从而导致肥胖。故提出研究假设3。

H3: 城市单中心空间结构降低了休闲可达性进而促进了居民肥胖。

## 2.4 物流可达性

城市内部快递网点等物流服务场景的空间布局

会影响居民肥胖。高效的物流不仅会影响居民购物方式的选择,而且对居民体力活动产生一定的替代效应<sup>[22]</sup>,影响居民日常能量摄入和消耗,进而对居民肥胖产生影响。一方面,多中心城市空间结构条件下,快递网点的密集分布极大地提高了货物运输的效率,有利于居民线上购物,降低了居民外出和到实体店消费的概率,降低居民身体能量消耗。物流可达性潜在影响居民饮食习惯和饮食结构,外卖的便利性与多样性增加居民点餐的概率,外卖食品多具有高油、高钠、高脂肪和高热量特征<sup>[38]</sup>,潜在影响居民饮食习惯和饮食结构<sup>[39]</sup>,增大了居民暴露于高热量食物的概率,也降低了日常出行活动的能量消耗,增加了肥胖概率。同时,多中心城市空间结构提高了物流和网购的便利性,网络购物的便利性和虚拟社交属性会降低居民外出社交活动的意愿,进而导致肥胖概率增加。另一方面,偏单中心的城市空间结构条件下物流的平均可达性相对较低,特别是非中心城区的物流网点间距较大,一定程度上增加了居民去实体店消费的概率,提高了居民日常活动量,对居民肥胖形成抑制作用。但偏单中心城市空间结构下物流可达性的下降也可能增加了居民单次物资采购的数量,增加了居民囤积物资的概率<sup>[29]</sup>,因此影响居民身体能量消耗,增加了热量摄入,进而促进居民肥胖。另外,多中心空间结构条件下,良好的物流可达性促进了居民线上消费,各类线上跳操、健康管理App(应用程序)、在线减肥社区迅速发展,线上运动逐渐成为一种流行生活时尚,网上购物平台也极大拓宽了居民获得健康信息的渠道,便于居民参与线上运动和减肥知识的获取,有利于降低肥胖风险。故提出以下竞争性研究假设4a、4b。

H4a: 城市单中心空间结构降低了物流可达性进而促进了居民肥胖。

H4b: 城市单中心空间结构降低了物流可达性进而抑制了居民肥胖。

### 3 数据、模型与变量

#### 3.1 数据来源

将美国国家地球物理数据中心公布的NPP/VIIRS夜间灯光数据的月度数据加总后求均值得到2014—2020年中国地级市(水平加总到省域口径)夜光灯的年度面板数据。同时,基于2010—2013的

DMSP/OLS夜间卫星图像数据集融合校正数据进行了稳健性分析。居民肥胖和其他控制变量数据来自2014—2020年CFPS,城市层面的相关数据来自历年省域统计年鉴和《中国城市统计年鉴》。

#### 3.2 基准模型设定

基准模型设定如下:

$$BMI_{ict} = \beta + \beta_1 Gini_{ict} + \beta_2 X_{ict} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$BMIgrade_{ict} = \alpha + \alpha_1 Gini_{ict} + \alpha_2 X_{ict} + \eta_i + \kappa_t + \zeta_i \quad (2)$$

式(1)(2)中, $BMI$ (身体质量指数,Body Mass Index)和 $BMIgrade$ (身体质量指数分类)表示居民肥胖情况; $Gini$ 为空间基尼系数,反映城市空间结构; $X$ 表示一组影响居民肥胖的控制变量; $\delta_i$ 和 $\eta_i$ 为个体固定效应; $\lambda_t$ 和 $\kappa_t$ 为时间效应; $\varepsilon$ 和 $\zeta$ 为随机扰动项; $i$ 、 $c$ 、 $t$ 分别表示个体、省份和时间。

#### 3.3 变量选取

##### 3.3.1 被解释变量:肥胖

按照世界卫生组织的标准,其中,中国居民肥胖的 $BMI \geq 28$ 为肥胖, $28 > BMI \geq 24$ 为超重, $BMI < 24$ 为正常。

##### 3.3.2 解释变量:城市空间结构

参考刘修岩等<sup>[4]</sup>的思路,运用夜光灯数据来测算城市内部空间结构。研究主要采用美国国家地球物理数据中心公布的NPP/VIIRS的灯光数据,相比DMSP/OLS,NPP/VIIRS灯光数据不存在亮度饱和的问题,且卫星成像的分辨率更高。考虑到不同年份夜光灯的可比性问题,对NPP/VIIRS月度数据进行了如下的校准处理,基于中国矢量地图提取夜光灯影像,将所得的夜光灯影像坐标转化为面积投影坐标,并按照 $500\text{ m} \times 500\text{ m}$ 的网格进行重采样,并消除背景噪声和短暂光源。取上海和北京年度夜光灯亮度的最大值作为样本年度平均亮度最大值,用0来替代DN值为负的单元从而消除异常值的影响。采用空间基尼系数( $Gini$ )测度城市内部空间结构:

$$Gini_i = \frac{\sum_{i=1}^n |l_i - l|}{2l} \quad (3)$$

式(3)中, $l_i$ 表示 $t$ 年城市次级单元 $i$ 的灯光亮度, $n$ 和 $l$ 分别为城市次级单位数量和次级单元灯光亮度均值。 $Gini$ 越大,城市越偏向单中心。

3.3.3 控制变量

控制变量包括婚姻状况(*mar*)、健康状况(*health*)、学历(*education*)、是否工作(*work*)、收入水平(*inco*)、子女数量(*kids*)、锻炼情况(*exercise*)等

个体特征,是否吸烟(*smoking*)、是否喝酒(*drinking*)等风险行为以及气温(*temperature*)和城镇化水平(*urbanization*)等城市特征。变量的定义和描述性统计如表1所示。

表1 变量及描述性统计  
Tab.1 Variables and descriptive statistics

| 变量                      | 定义                                                                             | 观测值    | 平均值    | 标准差     | 最大值      | 最小值    |
|-------------------------|--------------------------------------------------------------------------------|--------|--------|---------|----------|--------|
| <i>BMI</i>              | 体重(kg)/身高(m) <sup>2</sup>                                                      | 33 374 | 22.952 | 3.508   | 62.500   | 8.964  |
| <i>BMIgrade</i>         | BMI ≥ 28 为肥胖, 赋值3; BMI ≥ 24 为超重, 赋值2; BMI < 24 为正常, 赋值1                        | 33 374 | 1.431  | 0.636   | 3        | 1      |
| <i>Gini</i>             | 如式(3)                                                                          | 33 374 | 3.438  | 2.448   | 17.421   | 0.430  |
| <i>mar</i>              | 已婚, 赋值1; 否则为0                                                                  | 33 374 | 0.810  | 0.393   | 1        | 0      |
| <i>health</i>           | 非常健康赋值5; 很健康赋值4; 比较健康赋值3; 一般赋值2; 不健康赋值1                                        | 33 374 | 3.078  | 1.205   | 5        | 1      |
| <i>smoking</i>          | 吸烟, 赋值1; 否则为0                                                                  | 33 374 | 0.304  | 0.460   | 1        | 0      |
| <i>drinking</i>         | 喝酒, 赋值1; 否则为0                                                                  | 33 374 | 0.147  | 0.354   | 1        | 0      |
| <i>work</i>             | 工作, 赋值1, 否则为0                                                                  | 33 374 | 0.758  | 0.428   | 1        | 0      |
| <i>inco</i>             | 年收入的对数值                                                                        | 33 374 | 3.0254 | 3.163 2 | 12.899 2 | 0      |
| <i>kids</i>             | 子女个数                                                                           | 33 374 | 1.856  | 0.654   | 7        | 0      |
| <i>education</i>        | 未上过学赋值0; 托儿所赋值1; 幼儿园赋值2; 小学赋值3; 初中赋值4; 高中、中专、职高赋值5; 大专赋值6; 本科赋值7; 硕士赋值8, 博士赋值9 | 33 374 | 3.044  | 1.668   | 9        | 0      |
| <i>exercise</i>         | 一周锻炼次数                                                                         | 33 374 | 2.737  | 3.340   | 50       | 0      |
| <i>temperature</i>      | 年平均气温                                                                          | 33 374 | 14.260 | 4.620   | 24.375   | 2.942  |
| <i>urbanization</i>     | 城镇人口/常住人口                                                                      | 33 374 | 56.738 | 16.987  | 90.998   | 26.651 |
| 赫芬达尔指数( <i>HHI</i> )    | 如式(4)                                                                          | 33 374 | 0.196  | 0.093   | 0.642    | 0.054  |
| 城市首位度( <i>Primacy</i> ) | 如式(5)                                                                          | 33 374 | 0.305  | 0.093   | 0.794    | 0.110  |

4 实证结果及分析

4.1 基准回归结果

豪斯曼检验的结果表明应采用固定效应模型, 回归结果如表2所示。第(3)和(4)列报告了控制城市层面变量后的估计结果, 结果显示城市空间结构的估计系数均在1%的统计水平下为负, 表明城市空间结构越偏向单中心, 居民越容易肥胖, 假设1a 得到验证。具体表现为, 城市 *Gini* 系数每增加一个单位, *BMI* 平均增加0.082 个单位, *BMIgrade* 平均增加0.011 个单位。

4.2 稳健性检验

其一, 改变核心变量的测度方法。改用赫芬达

尔指数(*HHI*)和城市首位度(*Primacy*)来替换基准模型中的基尼指数。赫芬达尔指数和城市首位度的计算方法分别如式(4)和(5)所示。

$$HHI_{it} = \sum_{i=1}^n (l_i / l)^2 = \sum_{i=1}^n S_{it}^2 \tag{4}$$

$$Pimacy_{it} = l_i / \sum_{i=1}^n l_i \tag{5}$$

(4) 式中的  $l_{it}$  为  $t$  年城市次级单元  $i$  的灯光亮度,  $l$  为次级灯光亮度总和。(5) 式为城市首位度计算公式,  $l_i$  为次级城市单元亮度排首位的城市灯光亮度,  $l$  为次级灯光亮度总和。*HHI* 和 *Primacy* 数值越大, 则表明城市内部经济活动越集中, 城市空间结

表2 基准回归结果

Tab.2 Baseline regression results

| 变量                      | (1)<br><i>BMI</i>      | (2)<br><i>BMIgrade</i> | (3)<br><i>BMI</i>      | (4)<br><i>BMIgrade</i>  |
|-------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
| <i>Gini</i>             | 0.082***<br>(10.335)   | 0.011***<br>(9.102)    | 0.038***<br>(4.933)    | 0.006***<br>(4.820)     |
| <i>mar</i>              | 1.270***<br>(24.684)   | 0.152***<br>(16.055)   | 1.270***<br>(24.354)   | 0.150***<br>(16.024)    |
| <i>health</i>           | -0.032**<br>(-2.415)   | -0.020***<br>(-7.506)  | -0.042**<br>(-2.545)   | -0.020***<br>(-7.605)   |
| <i>smoking</i>          | 0.181***<br>(4.184)    | 0.020***<br>(2.603)    | 0.140***<br>(3.403)    | 0.017**<br>(2.113)      |
| <i>drinking</i>         | 0.430***<br>(7.615)    | 0.071***<br>(6.824)    | 0.411***<br>(7.613)    | 0.069***<br>(6.234)     |
| <i>work</i>             | 0.140***<br>(3.059)    | 0.013<br>(1.516)       | 0.240***<br>(5.112)    | 0.025***<br>(3.203)     |
| <i>inco</i>             | 0.455*<br>(1.704)      | 0.042*<br>(1.677)      | 0.406*<br>(1.690)      | 0.035*<br>(1.669)       |
| <i>education</i>        | 0.060***<br>(4.892)    | 0.013***<br>(4.005)    | 0.030**<br>(2.165)     | 0.003*<br>(1.721)       |
| <i>kids</i>             | 0.008<br>(0.065)       | 0.005<br>(0.043)       | 0.015<br>(0.089)       | 0.012<br>(0.073)        |
| <i>exercise</i>         | 0.080***<br>(12.102)   | 0.010***<br>(9.453)    | 0.070***<br>(10.020)   | 0.010***<br>(8.255)     |
| <i>temperature</i>      |                        |                        | -0.059***<br>(-12.540) | -0.0012***<br>(-12.443) |
| <i>urbanization</i>     |                        |                        | 0.014***<br>(12.341)   | 0.005***<br>(12.556)    |
| 截距项<br>( <i>_cons</i> ) | 19.342***<br>(189.430) | 1.189***<br>(70.451)   | 19.554***<br>(155.664) | 1.227***<br>(48.696)    |
| 样本观测值<br>( <i>N</i> )   | 33 374                 | 33 374                 | 33 374                 | 33 374                  |

注:括号内数据为*t*值。“\*”“\*\*”“\*\*\*”分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。下表同

构单中心化程度越高。将*HHI*和*Primacy*分别作为被解释变量,回归结果如表3所示,核心解释变量与控制变量的符号与基准回归模型保持一致。

其二,更换样本。2013年美国国家地球物理数据中心发布的城市夜间灯光数据由DMSP/OLS年度数据变更为NPP/VIIRS月度数据。考虑到数据口径变化对实证结果的影响,采用2010—2012年度数据替换基准模型中的数据。回归结果如表4列(1)(2)所示,结果与基准模型一致。

其三,改变模型设定。考虑到*BMI*为有序变量,改用xtoprobit模型和xtologit模型重新进行回归。

xtoprobit模型和xtologit模型允许被解释变量是离散变量,克服了线性模型对不同BMI等距假定的局限。表4列(3)(4)的结果显示,城市空间结构估计系数正负号和显著性未发生显著变化,再次证明实证结果的稳健性。

其四,剔除部分城市样本。对样本进行两种处理:一是剔除北京、上海、天津、重庆4个直辖市样本,二是剔除北京、上海、广州、深圳4个一线城市样本。回归结果分别如表5所示,(1)(2)列为剔除直辖市的回归结果,(3)(4)为剔除北上广深一线城市的回归结果。结果依然与基准回归模型保持一致。

表3 稳健性检验(替换核心变量)

Tab.3 Robustness checks (Changing core variables)

| 变量             | (1)<br><i>BMI</i>      | (2)<br><i>BMIgrade</i> | (3)<br><i>BMI</i>      | (4)<br><i>BMIgrade</i> |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| <i>HHI</i>     | 0.264<br>(1.277)       | 0.073*<br>(1.912)      | /                      | /                      |
| <i>Primacy</i> | /                      | /                      | 0.370**<br>(2.462)     | 0.092***<br>(3.342)    |
| 控制变量           | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      |
| <i>_cons</i>   | 21.102***<br>(159.365) | 1.247***<br>(52.433)   | 19.865***<br>(142.334) | 1.218***<br>(47.509)   |
| <i>N</i>       | 33 374                 | 33 374                 | 33 374                 | 33 374                 |

表4 稳健性检验(改变样本和模型设定)

Tab.4 Robustness checks (Changing samples and models)

| 变量           | 改变样本时间                |                        | 改变模型设定                 |                        |
|--------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|              | (1)<br><i>BMI</i>     | (2)<br><i>BMIgrade</i> | (3)<br><i>BMIgrade</i> | (4)<br><i>BMIgrade</i> |
| <i>Gini</i>  | 2.618*<br>(1.880)     | 0.580**<br>(2.100)     | 0.022***<br>(5.034)    | 0.013***<br>(4.798)    |
| 控制变量         | 是                     | 是                      | 是                      | 是                      |
| <i>_cons</i> | 17.994***<br>(18.505) | 0.810***<br>(3.931)    | /                      | /                      |
| <i>N</i>     | 54 944                | 54 944                 | 33 374                 | 33 374                 |

进一步对城市空间结构测度指标进行敏感性分析。一是将空间基尼系数、赫芬达尔指数和城市首位度中的夜光灯数据替换为人口数据。二是夜光灯强度受地区经济发展水平和产业布局等因素的影响,故将解释变量中的夜光灯亮度替换为夜光灯亮度/地区GDP,从而标准化城市空间结构。表6和表7分别报告了替换为人口数据和标准化城市空间结构的稳健性检验结果,其空间基尼系数、城市首位度和赫芬达尔指数的估计系数仍然显著为正,再次验

表5 稳健性检验(剔除部分样本)  
Tab.5 Robustness checks (Eliminate some samples)

| 变量           | (1)<br><i>BMI</i>      | (2)<br><i>BMIgrade</i> | (3)<br><i>BMI</i>      | (4)<br><i>BMIgrade</i> |
|--------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| <i>Gini</i>  | 0.060***<br>(6.534)    | 0.011***<br>(6.432)    | 0.042***<br>(5.133)    | 0.006***<br>(4.205)    |
| 控制变量         | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      |
| <i>_cons</i> | 20.122***<br>(150.235) | 1.218***<br>(47.667)   | 18.235***<br>(125.843) | 1.230***<br>(48.254)   |
| <i>N</i>     | 30 096                 | 30 096                 | 30 836                 | 30 836                 |

表6 稳健性检验(替换为人口)  
Tab.6 Robustness checks (replace with the population)

| 变量             | (1)<br><i>BMI</i>     | (2)<br><i>BMIgrade</i> | (3)<br><i>BMI</i>     | (4)<br><i>BMIgrade</i> | (3)<br><i>BMI</i>     | (4)<br><i>BMIgrade</i> |
|----------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| <i>Gini</i>    | 0.023***<br>(3.915)   | 0.010***<br>(3.055)    | /                     | /                      | /                     | /                      |
| <i>HHI</i>     | /                     | /                      | 0.015***<br>(3.724)   | 0.008***<br>(2.986)    | /                     | /                      |
| <i>Primacy</i> | /                     | /                      | /                     | /                      | 0.067***<br>(5.310)   | 0.035***<br>(3.854)    |
| 控制变量           | 是                     | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                      |
| <i>_cons</i>   | 12.305***<br>(23.433) | 1.439***<br>(9.208)    | 15.119***<br>(23.043) | 1.087***<br>(7.023)    | 14.022***<br>(20.340) | 1.760***<br>(9.423)    |
| <i>N</i>       | 33 374                | 33 374                 | 33 374                | 33 374                 | 33 374                | 33 374                 |

表7 稳健性检验(标准化城市空间结构)  
Tab.7 Robustness checks (standardized urban spatial structure)

| 变量             | (1)<br><i>BMI</i>     | (2)<br><i>BMIgrade</i> | (3)<br><i>BMI</i>     | (4)<br><i>BMIgrade</i> | (3)<br><i>BMI</i>     | (4)<br><i>BMIgrade</i> |
|----------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| <i>Gini</i>    | 0.034***<br>(5.662)   | 0.016***<br>(3.110)    | /                     | /                      | /                     | /                      |
| <i>HHI</i>     | /                     | /                      | 0.025**<br>(2.234)    | 0.012**<br>(2.280)     | /                     | /                      |
| <i>Primacy</i> | /                     | /                      | /                     | /                      | 0.040**<br>(2.304)    | 0.019**<br>(2.004)     |
| 控制变量           | 是                     | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                      |
| <i>_cons</i>   | 14.143***<br>(26.554) | 1.290***<br>(9.020)    | 13.622***<br>(20.092) | 1.110***<br>(6.513)    | 11.205***<br>(19.120) | 1.035**<br>(2.114)     |
| <i>N</i>       | 33 374                | 33 374                 | 33 374                | 33 374                 | 33 374                | 33 374                 |

证了前文的结论。

4.3 内生性问题

将自然特征变量和历史特征变量分别与全国层面宏观冲击变量做乘积,从而构造了多个时变工具变量。非时变工具变量包括:第一,城市土地坡度极差。土地坡度极差是影响城市内部空间结构的重要地理因素<sup>[40]</sup>。城市坡度极差越大,城市住房、市

政等工程造价和运营成本越高,其经济活动越倾向于集中化模式,以降低坡度极差引起的城市建设成本,提高城市公共基础设施共享水平和规模经济,城市则越偏向单中心模式,故满足相关性条件。城市坡度为地理自然特征,符合外生性条件。坡度极差亦会影响城市居民体力型活动场馆的分布、交通和物流可达性,坡度极差较大的城市公共交通网络、体

育场馆、休闲公园、餐饮和购物中心等的建设成本更高,集中建设可降低建设成本和提高使用频率和收益,同时坡度极差较大的地形不利于居民日常体力活动,也不利于建成分散型交通和物流网络,从而影响交通可达性和物流可达性。第二,古代城市的驿站数(选取明朝时期数据)。古代驿站的数量和规模反映了当地在全国城市体系中的地位,经济社会活动集聚于驿站及邻近区域,因此驿站的数量会影响古代城市的经济空间结构,且古代城市的空间体系建设对后续城市发展具有一定的影响,故满足相关性条件。同时,明朝城市驿站数属历史数据,古代城镇空间体系的建设对城市后续发展的影响随着时间的推移而逐渐弱化,满足外生性条件。古代驿站数量较多的城市,可能在历史上就形成了高密度、高连通性的路网,这种空间结构在现代可能意味着:更短的通勤距离、更好的步行和骑行可行性、更多的公共空间。这些物理环境特征直接鼓励了居民身体活动,减少了私家车依赖,从而降低了居民肥胖的风险。

时变的宏观冲击变量包括:第一,简单平均最惠国税率。简单平均最惠国税率为所有需征收关税

产品的最惠国关税的未加权平均值,反映了本国的贸易条件<sup>[41]</sup>,并影响本国进口与出口<sup>[42]</sup>。简单平均最惠国税率也反映了地区经济开放程度,经济开放度增加有利于促进人口等要素向城市集中<sup>[43]</sup>。中国出口企业大多集中在中心城市<sup>[40]</sup>,因此平均最惠国税率的增加会促进出口类企业进一步向中心城市集聚,进而影响城市的经济空间集聚形态,故满足相关性条件。全国层面的税率不会直接对影响肥胖的城市经济社会因素产生影响,具有良好的外生性。第二,工业生产者购进价格指数中建筑材料及非金属类价格指数。一方面,工业生产者购进指数反映了工业企业的生产成本,建筑材料及非金属类价格指数与建筑企业的经营成本直接相关。随着城市建筑高度的增加,所需的原材料数量以更快的速度增加<sup>[44]</sup>。建筑原材料的价格越高时,单中心模式下城市建造高层建筑越不经济,城市向多中心发展更具有成本优势,故满足相关性条件。另一方面,工业生产者购进指数中的建筑材料及非金属类价格指数属于全国层面的宏观经济指标,不会受某城市经济活动的影响,也不会影响导致居民肥胖的变量,具有较强的外生性。

表 8 工具变量的估计结果  
Tab.8 Estimation results of instrumental variables

| 变量    | 平均最惠国税率倒数 *<br>地表坡度极差 |                     | 平均最惠国税率倒数 *<br>明朝驿站数  |                      | 工业生产者购进价格指数 *<br>地表坡度极差 |                     | 工业生产者购进价格指数 *<br>明朝驿站数 |                     |
|-------|-----------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|-------------------------|---------------------|------------------------|---------------------|
|       | (1)                   | (2)                 | (3)                   | (4)                  | (5)                     | (6)                 | (7)                    | (8)                 |
|       | BMI                   | BMIgrade            | BMI                   | BMIgrade             | BMI                     | BMIgrade            | BMI                    | BMIgrade            |
| Gini  | 6.652***<br>(6.010)   | 0.822***<br>(4.130) | 6.213***<br>(5.832)   | 0.780***<br>(4.135)  | 6.490***<br>(5.673)     | 0.854***<br>(4.011) | 6.188***<br>(5.665)    | 0.762***<br>(3.886) |
| 控制变量  | 是                     | 是                   | 是                     | 是                    | 是                       | 是                   | 是                      | 是                   |
| _cons | 18.140***<br>(35.779) | 0.890***<br>(9.712) | 18.414***<br>(37.452) | 0.901***<br>(10.023) | 18.159***<br>(34.114)   | 0.855***<br>(8.665) | 18.450***<br>(36.254)  | 0.910***<br>(9.643) |
| F 值   | 667.335               | 665.512             | 740.310               | 741.345              | 619.502                 | 620.048             | 672.157                | 672.335             |
| N     | 33 374                | 33 374              | 33 374                | 33 374               | 33 374                  | 33 374              | 33 374                 | 33 374              |

表 8 列(1)(2)报告了以简单平均最惠国税率倒数和地表坡度极差的乘积为工具变量的回归结果,列(3)(4)展示了以简单平均最惠国税率倒数和明朝驿站数的乘积为工具变量的相关结果。列(5)(6)以工业生产者购进价格指数和地表坡度极差的乘积为工具变量,列(7)(8)的工具变量为工业生产者购进价格指数和明朝驿站数的乘积。4 个工具变量的 F 值均远高于经验值 10,说明不存在弱工具变量

问题。基于灯光数据的城市空间结构回归系数均在 1% 的统计水平下显著为正,再次表明偏单中心的城市空间结构显著促进了居民肥胖。

第一阶段的估计结果表明(表 9),4 个工具变量的估计系数均在 1% 的统计水平下显著,表明 4 个工具变量均与城市空间结构显著相关,即验证了工具变量符合相关性条件。因将 4 个交互项变量分别独立作为城市空间结构的工具变量,为恰好识别,故不

表9 第一阶段的估计结果  
Tab.9 The estimation results of the first stage

| 变量    | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                    |
|-------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 工具变量  | 0.370***<br>(8.745)    | 2.964***<br>(88.771)   | 0.009***<br>(32.150)   | 0.068***<br>(89.434)   |
| 控制变量  | 是                      | 是                      | 是                      | 是                      |
| _cons | -5.154***<br>(-42.658) | -4.410***<br>(-60.854) | -5.215***<br>(-42.335) | -4.429***<br>(-60.057) |
| N     | 33 374                 | 33 374                 | 33 374                 | 33 374                 |

注：第(1)(2)(3)(4)列分别对应简单平均最惠国税率倒数和地表坡度极差的乘积(工具变量1)、简单平均最惠国税率倒数和明朝驿站数的乘积(工具变量2)、工业生产者购进价格指数和地表坡度极差的乘积(工具变量3)和工业生产者购进价格指数和明朝驿站数的乘积(工具变量4)为工具变量的估计结果

表10 工具变量与空间基尼系数的估计结果(BMI)  
Tab.10 Estimation results of instrumental variables and spatial Gini coefficient

| 变量    | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   | (6)                   | (7)                   | (8)                   |
|-------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Gini  | /                     | /                     | /                     | /                     | 6.240***<br>(5.315)   | 6.210***<br>(5.112)   | 5.775***<br>(4.832)   | 6.156***<br>(4.670)   |
| 工具变量1 | 0.062<br>(0.793)      | /                     | /                     | /                     | 0.053<br>(0.651)      | /                     | /                     | /                     |
| 工具变量2 | /                     | 0.029*<br>(1.670)     | /                     | /                     | /                     | 0.022<br>(1.450)      | /                     | /                     |
| 工具变量3 | /                     | /                     | 0.102<br>(1.011)      | /                     | /                     | /                     | 0.089<br>(0.905)      | /                     |
| 工具变量4 | /                     | /                     | /                     | 0.060<br>(0.229)      | /                     | /                     | /                     | 0.060<br>(0.213)      |
| 控制变量  | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     |
| _cons | 18.124***<br>(34.123) | 19.813***<br>(35.602) | 18.304***<br>(34.532) | 21.778***<br>(36.224) | 18.005***<br>(32.892) | 20.104***<br>(35.535) | 22.115***<br>(38.453) | 18.104***<br>(34.883) |
| N     | 33 374                | 33 374                | 33 374                | 33 374                | 33 374                | 33 374                | 33 374                | 33 374                |

需要进行过度识别检验。除此之外,还需验证的是这4个工具变量通过城市空间结构这一唯一渠道影响居民肥胖。借鉴罗煜等<sup>[45]</sup>的做法,先将工具变量作为解释变量进行回归,接着将工具变量和城市空间结构同时作为解释变量进行回归,根据工具变量显著性的变化情况来识别唯一影响渠道。表10的工具变量与空间基尼系数的估计结果显示,当同时将工具变量与城市空间结构放入回归后,原先的工具变量估计系数由极少数显著变得全部不显著,且此时城市空间结构的估计系数均显著,这表明新加入的变量(城市空间结构)对居民肥胖的影响覆盖了已有变量(工具变量)的影响,这一结果表明城市空间结构是工具变量影响居民肥胖的唯一渠道。需要说明的是,城市的坡度极差和古代城市的驿站数量

可能一定程度上与城市的经济发展水平相关,如坡度极差大的地区意味着地理环境和城市建设条件较为不便(建设成本高),可能难以获得国家优先发展的政策支持(如新型城镇化各类支撑性政策)。驿站多的城市古代更繁荣,现代经济也可能更发达(如城镇化率更高)。而以城镇化率为代表的经济水平直接影响居民收入、饮食结构(更多高热量食物)和医疗条件,从而影响肥胖。为了排除上述可能性的渠道,在回归模型中加入了城市地理气候和城镇化率这两个控制变量来捕捉现代经济差异性,同时控制了城市层面的固定效应,因此坡度极差与古代驿站数量这两个工具变量“残余”影响就主要通过其塑造的、未被现代经济完全覆盖的城市空间结构形态来发挥作用。

5 异质性分析

5.1 个体特征

男性和女性在消费、饮食、体力活动等行为偏好上存在较大的差异性,因此城市空间结构对不同性别群体和不同社交频率群体肥胖的影响可能存在差异。男性和女性(性别虚拟变量:男性赋值为1,女性赋值为0)。社交匮乏人群和社交紧密人群(社交类型虚拟变量),基于CFPS中对人缘评分的回答,将人缘评分高于平均值的个体定义为社交紧密型个体(赋值为1),将人缘评分低于平均值的个体定义为社交匮乏型个体(赋值为0)。通过核心变量城市空间结构与性别虚拟变量和社交类型虚拟变量的交互项来开展异质性分析。

表11的估计结果显示,城市空间结构的回归系数均显著为正,且城市空间结构与性别虚拟变量的交互项估计系数显著为负,这表明偏单中心空间结构对男性群体肥胖的影响显著低于女性群体。可能的解释是:首先,女性作为城市的核心消费群体,单中心的空间结构的消费可达性相对较低,一定程度上减少了女性群体逛街、逛超市的频率,降低身体能量消耗水平。其次,女性一般为家庭物资采购者和厨房主导者,女性会因消费可达性的降低而减少采购次数,并采取提高单次采购物资数量和囤货策略,容易诱发家庭成员肥胖。此外,女性具有更强烈的

社会交往需求,一定程度上抵消了消费可达性降低所带来的食物摄入的减少。女性偏好饮食社交,美食生活成为一种女性时尚,饮食社交和美食生活易引起身体能量囤积,导致肥胖。相比之下,男性在饮食社交、外出购物行为上显得相对更加理性。

表11的估计结果显示,城市空间结构与社交类型虚拟变量交互项估计系数显著为正,且城市空间结构估计系数显著为正,表明偏单中心城市空间结构对社交紧密群体肥胖的促进作用显著高于社交匮乏型群体,即偏向单中心的城市空间结构更易导致肥胖发生,但对社交紧密群体的促进作用更大。可能的解释是,单中心城市空间结构降低了超市、商场和休闲体育场所的平均可达性,增加了机动车使用频率,降低了外出频次和体力型活动,并提高了单次物资采购数量和囤积食物的概率,从而促进居民肥胖。社交紧密型人群往往具有较高的社交频次,频繁的社交行为抵消了餐饮可达性降低对肥胖的影响。社交与饮食具有较高的关联性,饮食社交容易引起能量的囤积,推动超重或肥胖的发生。家庭聚会、朋友聚会等社交活动,多以低营养、高热量的食物和酒精饮品为特征,高频次地摄入这类食品和饮品会导致肥胖风险。

5.2 工作特征

工作性质和场所会影响人的日常活动形式和能量消耗,并影响人的饮食和行为选择。与工作性质相关的工作压力会影响个体饮食偏好、休闲方式和心理状况,从而影响人体能量摄入与消耗。因此,城市空间结构对在不同工作场所工作和具有不同工作压力的个体的肥胖可能会产生不同影响。按照CFPS问卷中对“工作场所”的回答,将工作场所分为室内和室外两类(虚拟变量,室内赋值1,室外赋值0),室内包括在单位和家里,室外包括户外和车间。同时,将工作分为工作压力大和工作压力小两类(虚拟变量,压力大赋值为1,压力小赋值为0),采用工作时间来反映工作压力,将一周工作时间等于或超过56 h定义为工作压力大的工作,低于56 h为工作压力小的工作。

表12的估计结果显示,城市空间结构和工作场所虚拟变量交互项估计系数显著为正,表明偏单中心的城市空间结构显著促进了居民肥胖,但对室内工作个体肥胖的促进作用显著高于室外工作个体。

表11 个体异质性(性别)

Tab.11 Heterogeneity of individuals(gender)

| 变量                | (1)<br><i>BMI</i>    | (2)<br><i>BMI grade</i> | (3)<br><i>BMI</i>   | (4)<br><i>BMI grade</i> |
|-------------------|----------------------|-------------------------|---------------------|-------------------------|
| <i>Gini</i>       | 0.036***<br>(3.403)  | 0.006***<br>(3.103)     | 0.050***<br>(4.619) | 0.007***<br>(3.324)     |
| 性别                | 0.011***<br>(3.287)  | 0.005***<br>(3.302)     | /                   | /                       |
| <i>Gini</i> ×性别   | -0.013**<br>(-2.204) | -0.007**<br>(-2.112)    | /                   | /                       |
| 社交类型              | /                    | /                       | 0.020**<br>(2.232)  | 0.015**<br>(2.032)      |
| <i>Gini</i> ×社交类型 | /                    | /                       | 0.034**<br>(2.250)  | 0.015**<br>(2.166)      |
| 控制变量              | 是                    | 是                       | 是                   | 是                       |
| 地区                | 是                    | 是                       | 是                   | 是                       |
| 年份                | 是                    | 是                       | 是                   | 是                       |
| <i>N</i>          | 33 374               | 33 374                  | 33 374              | 33 374                  |

可能的解释是,单中心城市空间结构意味着城市经济活动的集中,更密集和更高的写字楼集聚着大量的办公室白领群体。相比从事户外工作的体力型人群相比,在办公室室内工作的人群多从事的是脑力活动,其空间活动范围较狭窄,工作过程中的体力活动水平相对较低,长时间久坐导致脂肪囤积,且办公室工作人群更倾向于通过网购来节省时间,频繁地摄取外卖食物一定程度上加速了脂肪囤积,从而更容易发生超重和肥胖。

表12的估计结果显示,偏单中心的城市空间结构对压力大群体肥胖的促进作用显著高于压力小群体。压力与饮食行为和肥胖具有较高的相关性。工作压力大的人群,食欲更强,偏爱甜食等易胖食品,过度饮食是这类人群缓解工作压力的重要途径之一。相比于压力小的群体,压力大的群体往往更有动力且更大概率克服单中心城市空间结构条件下消费可达性和物流可达性的限制。这类人群更容易选择通过食物来缓解压力,餐馆进食和预包装食品消费增多<sup>[24]</sup>,一定程度上强化了单中心城市空间结构对肥胖的促进作用。

表 12 工作异质性

| Tab.12 Heterogeneity of work |                     |                         |                     |                         |
|------------------------------|---------------------|-------------------------|---------------------|-------------------------|
| 变量                           | (1)<br><i>BMI</i>   | (2)<br><i>BMI grade</i> | (3)<br><i>BMI</i>   | (4)<br><i>BMI grade</i> |
| <i>Gini</i>                  | 0.045***<br>(4.213) | 0.025***<br>(3.543)     | 0.057***<br>(4.812) | 0.032***<br>(3.101)     |
| 场所                           | 0.010**<br>(2.122)  | 0.007**<br>(2.043)      | /                   | /                       |
| <i>Gini</i> ×场所              | 0.028**<br>(2.311)  | 0.020**<br>(2.207)      | /                   | /                       |
| 压力类型                         | /                   | /                       | 0.122**<br>(2.389)  | 0.110**<br>(2.253)      |
| <i>Gini</i> ×压力<br>类型        | /                   | /                       | 0.067**<br>(2.201)  | 0.054**<br>(2.143)      |
| 控制变量                         | 是                   | 是                       | 是                   | 是                       |
| 地区                           | 是                   | 是                       | 是                   | 是                       |
| 年份                           | 是                   | 是                       | 是                   | 是                       |
| <i>N</i>                     | 33 374              | 33 374                  | 33 374              | 33 374                  |

5.3 城市特征

城市的特征会影响个体饮食和消费行为,进而对居民的能量摄入与消耗产生影响。相对北方城市,南方城市气候相对温润。南北地理气候差异会

直接影响居民体力活动的舒适性,影响居民体力活动和外出的意愿。南北地区城市的居民的饮食习惯亦存在一定差异,相对南方地区饮食,北方地区温度相对较低,更偏向于高热量饮食,更容易形成肥胖。人口密度直接影响公共服务和资源的竞争性,中国城市的公共服务资源多集中于人口密度较高的区域,人口密度高的城市会具有更好的消费可达性、物流可达性、交通可达性和休闲可达性,进而对居民的能量摄入与消耗差异性影响。以秦岭—淮河为分界线,将城市划分为南方城市和北方城市(南北虚拟变量,南方赋值为1,北方赋值为0)。根据人口密度将城市样本划分为人口密集城市和人口分散城市(人口密度虚拟变量:人口密集地区赋值为1,人口分散地区赋值为0),将人口密度大于均值的城市定义为人口密集城市,人口密度小于均值的城市定义为人口分散城市。

表13的回归结果显示,偏单中心城市空间结构对南方城市居民肥胖的促进作用明显低于北方城市。可能的解释是:南北地理差异引致不同的气候条件和饮食偏好。单中心城市空间结构条件下,南方湿润气候有利于居民的外出和体力活动,且南方多样化和低热量饮食习惯更有利于身体能源的消耗,湿润的气候有利于提高人身体内各种代谢酶的活性,加速了身体的新陈代谢,抑制了肥胖的发生。南北城市居民对消费、物流、交通、休闲可达性的利用程度不同。北方平均温度相对较低且干燥,降低了居民出行、锻炼和休闲活动的意愿;北方食物能量含量较高,相对高钠的饮食,容易导致肥胖。偏单中心的城市空间结构消费可达性相对较低,相比于南方城市,中国北方居民因气候原因囤积食物意愿更强,且食物高钠更易肥胖。

表13的估计结果显示,偏单中心的城市空间结构对人口密集城市居民的肥胖促进作用显著高于人口分散城市。可能的原因是,相比于人口分散的城市,密集的城市人口分布更易导致城市公共资源的竞争性加剧,如城市人口密度区域的热门餐饮、公共休闲场所排队和拥挤现象较为普遍,一定程度上降低了居民外出就餐、消费和运动休闲的意愿,进一步导致身体活动水平和能量消耗的减少。也进一步强化了城市单中心化而降低的消费、交通和休闲可达性对肥胖的促进作用。此外,人口密集的单中心城

表 13 城市异质性  
Tab.13 Heterogeneity of cities

| 变量                | (1)<br><i>BMI</i>    | (2)<br><i>BMI grade</i> | (3)<br><i>BMI</i>   | (4)<br><i>BMI grade</i> | (5)<br><i>BMI</i>   | (6)<br><i>BMI grade</i> |
|-------------------|----------------------|-------------------------|---------------------|-------------------------|---------------------|-------------------------|
| <i>Gini</i>       | 0.065**<br>(2.234)   | 0.040**<br>(2.112)      | 0.070***<br>(4.790) | 0.020**<br>(2.106)      | 0.070***<br>(4.456) | 0.025**<br>(2.230)      |
| 南北                | -0.024**<br>(-2.241) | -0.015**<br>(-2.100)    | /                   | /                       | /                   | /                       |
| <i>Gini</i> ×南北   | -0.018**<br>(-2.300) | -0.011**<br>(-2.205)    | /                   | /                       | /                   | /                       |
| 人口密集              | /                    | /                       | 0.155**<br>(2.324)  | 0.140**<br>(2.283)      | /                   | /                       |
| <i>Gini</i> ×人口密集 | /                    | /                       | 0.080**<br>(2.341)  | 0.065**<br>(2.215)      | /                   | /                       |
| 控制变量              | 是                    | 是                       | 是                   | 是                       | 是                   | 是                       |
| 地区                | 是                    | 是                       | 是                   | 是                       | 是                   | 是                       |
| 年份                | 是                    | 是                       | 是                   | 是                       | 是                   | 是                       |
| <i>N</i>          | 33 374               | 33 374                  | 33 374              | 33 374                  | 33 374              | 33 374                  |

市,就业竞争压力相对更大,压力会降低居民锻炼意愿,同时增加了通过食物缓解压力的概率,导致肥胖。人口分散的城市,各类公共资源和场所空间相对分散,居民生活和工作压力相对较小,居民可充分利用体育设施和休闲场所,提高身体活动水平,一定程度上抵消了单中心城市空间结构因休闲、交通可达性降低对居民产生的肥胖促进作用。

6 进一步讨论：空气湿度和城市数字化的调节效应

湿度会影响居民饮食和日常活动,影响居民对城市功能的利用程度,进而影响城市空间结构与肥胖之间的关系。数字化程度和网络的应用改变了居民消费偏好和行为模式,进而影响居民的肥胖。数字化和人工智能一定程度上对居民的体力活动产生了替代作用,使人类从过去更多体力日常活动中解放出来。但数字经济和人工智能也拓宽了居民的信息获取和增收渠道<sup>[1]</sup>,而信息获取和收入会影响居民消费水平、消费结构和生活模式,进而影响居民身体能量和消耗。因此数字经济和人工智能可能会影响城市空间结构与居民肥胖之间的关系。

为了进一步探究城市空间结构与居民肥胖之间的关系是否受到湿度与数字化水平的影响,引入城市空间结构和空气湿度的交互项、城市空间结构与

城市数字化水平的交互项。其中,城市空气湿度数据来自中国气象数据网“中国地面气候资料日值数据集(V3.0)”。城市数字化水平借鉴赵涛等<sup>[46]</sup>的做法,综合考虑互联网发展和数字金融普惠两个维度,基于城市电信业务收入、信息传输计算机服务和软件业从业人员、互联网宽带接入用户数、移动电话用户数和普惠金融指数数据,通过主成分分析法得到城市层面的数字化水平。其中,数字普惠金融指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制,包括覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度3个方面。对城市空间结构指数(基尼指数)、城市空气湿度、城市数字化水平进行中心化处理后再构造交互项,回归结果如表14所示,其中列(1)(2)引入基尼指数与空气湿度的交互项,列(3)(4)引入基尼指数与城市数字化的交互项。

表14报告了以城市空气湿度和数字化水平作为调节变量的估计结果。列(1)(2)中的城市空间结构估计系数依然显著为正,再次证实偏单中心化的城市空间结构显著促进了居民肥胖。注意到城市空间结构和城市空气湿度的交互项估计系数在1%的统计水平下显著为负,说明城市湿度程度负向调节了单中心城市空间结构对居民肥胖的促进作用。可能的解释是:其一,温润的气候有利于提高居民户外活动 and 运动的意愿,提高了居民身体活动和能

表 14 调节效应的检验  
Tab.14 Testing of moderating effects

| 变量                            | (1)<br><i>BMI</i>     | (2)<br><i>BMIgrade</i> | (3)<br><i>BMI</i>    | (4)<br><i>BMIgrade</i> | (5)<br><i>BMI</i>    | (6)<br><i>BMIgrade</i> |
|-------------------------------|-----------------------|------------------------|----------------------|------------------------|----------------------|------------------------|
| <i>Gini</i>                   | 0.032***<br>(4.118)   | 0.007***<br>(4.215)    | 0.401**<br>(2.340)   | 0.076**<br>(2.546)     | 0.393**<br>(2.302)   | 0.071**<br>(2.542)     |
| <i>Humidity</i>               | -0.020***<br>(-7.515) | -0.006***<br>(-6.620)  | /                    | /                      | /                    | /                      |
| <i>Gini</i> × <i>Humidity</i> | -0.007***<br>(-6.423) | -0.002***<br>(-4.809)  | /                    | /                      | /                    | /                      |
| <i>Digital</i>                | /                     | /                      | -0.003<br>(-1.367)   | -0.001**<br>(-2.110)   | -0.003<br>(-1.403)   | -0.002**<br>(-2.204)   |
| <i>Gini</i> × <i>Digital</i>  | /                     | /                      | -0.008**<br>(-2.312) | -0.002***<br>(-2.712)  | -0.012**<br>(-2.379) | -0.003***<br>(-2.849)  |
| 控制变量                          | 是                     | 是                      | 是                    | 是                      | 是                    | 是                      |
| 地区                            | 是                     | 是                      | 是                    | 是                      | 是                    | 是                      |
| 年份                            | 是                     | 是                      | 是                    | 是                      | 是                    | 是                      |
| <i>N</i>                      | 33 374                | 33 374                 | 27 282               | 27 282                 | 27 282               | 27 282                 |

量消耗,进而削弱了单中心城市空间结构下消费可达性和休闲可达性降低对肥胖的促进作用。其二,温润的气候条件有利于促进本地食物种类的多样化,居民可以获得相对健康的食物,降低肥胖概率。其三,虽然单中心的城市空间结构降低了消费可达性,但潮湿的气候条件下食物不易保存,在存储条件一定的情况下,居民会较少囤积食物,提高外出采购频率,反而增加了能量消耗。

表14列(3)(4)的估计结果显示,城市空间结构估计系数在1%的统计水平下显著为正,表明偏单中心城市空间结构显著促进了居民肥胖,城市空间结构和城市数字化水平的交互项估计系数显著为负,表明城市数字化水平负向调节了单中心化城市空间结构对居民肥胖的促进作用。这一结果似乎与直观相反,一般认为城市数字化和数字技术在一定程度上替代了人的体力活动,当居民的线上消费逐渐代替线下消费,降低了居民身体活动水平,一定程度上强化了单中心城市空间结构对居民肥胖的影响。事实上城市数字化也有降低居民肥胖的另一面。其一,城市数字化水平的提高极大地拓宽了居民获取各种信息的渠道。数字化水平的提升促使居民接触到更多健康信息,提高了居民对自身健康的重视度,提高了居民自觉增加户外锻炼的频率。居民可充分利用特定城市空间结构条件下交通可达性和休闲可达性的便利,提高线下步行、骑行等体力型

出行方式的频率。其二,数字化的实时功能促进了在线居家运动的兴起。如直播跳操已成为城市流行时尚,健康教练在线指导和监督,居民可在家中坚持有规律运动,降低了居民肥胖发生概率。其三,城市数字化提高了居民收入<sup>[47]</sup>,健康支出增加,可获得更优质的健康资源,促进了各类高级定制的饮食和健身消费。其四,互联网经济带动了网络社交行为,各类虚拟社区拓展了居民的社交范围,在一定程度上替代了饮食社交。更广的社交圈和在线娱乐项目极大释放了居民工作压力并满足了精神交流需求,这种新的释压途径一定程度上替代了过度饮食的减压途径。上述4个积极因素的影响超过了数字技术和人工智能对体力的替代效应,因此城市数字化削弱了单中心空间结构对居民肥胖的促进作用。

进一步考察调节变量的内生性问题。空气湿度是一种自然气候指标,具有较强的外生性。故采用1984年邮局数量作为城市数字化的工具变量,重点考察城市的数字化的内生性问题。数字经济的发展离不开电信基础设施的支撑<sup>[48]</sup>,中国的电信基础设施建设首先从邮局系统开始,中国的互联网从邮政系统的电话机拨号接入、ADSL等方式接入过渡到现在的光纤宽带技术,电话机的接口布局由邮局网点布局决定。互联网的发展受到早期电信投资的影响,因此早期的邮政网点和电话机接口分布对后续的互联网终端接入分布具有一定的影响,因此1984

年邮局数量满足相关性条件。同时,1984年邮局数量属于历史数据,且随着光纤网络技术的快速发展,邮局系统的拨号上网逐渐退出了历史舞台,邮局网点布局对互联网的影响逐渐变小,故满足外生性条件。采用二阶段最小二乘法开展实证,首先,用城市数字经济水平对工具变量(1984年邮局数量)进行回归,得到城市数字经济水平的估计值;其次,将该估计值替代调节效应模型中的城市数字经济。表14中列(5)和列(6)的估计结果显示,考虑了调节变量数字经济发展水平的内生性后,依然支持前文的结论。

## 7 机制检验

采用经典的中介效应模型开展实证分析,将消费可达性、物流可达性、交通可达性和休闲可达性作为中介变量M,具体模型设定如下:

$$BMI_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Gini_{ict} + \beta_2 X_{ict} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$M_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 Gini_{ict} + \alpha_2 X_{ict} + \kappa_i + \gamma_t + \nu_i \quad (6)$$

$$BMI_{ict} = \eta_0 + \eta_1 Gini_{ict} + \eta_2 M_{ict} + \eta_3 X_{ict} + \pi_i + \theta_t + \tau_i \quad (7)$$

采用微观和地区层面的面板数据来检验城市空间结构对居民肥胖的潜在影响机制。第一,微观数据。基于百度地图和高德大数据,采用家庭所在地消费类场所(超市、便利店、购物中心、餐饮店等)兴趣点(Point of Interest, POI)数量和所在地快递网点数量分别测度消费可达性和物流可达性,消费类场所POI和快递网点数量越多,表明消费可达性和物流可达性越高。采用家庭所在社区公交和地铁站点数量来测度交通可达性,公交和地铁站点数量越大,交通可达性越高。将家庭所在地休闲娱乐场所(公园、体育馆、游乐场等)的POI数量来测度休闲可达性,休闲娱乐场所的POI数量越大,表明线下休闲可达性越高。第二,城市层面的数据。采用城市住宿餐饮业从业人员占总就业人口比重、交通仓储邮电业从业人员数占总就业人数比重、人均公共汽车拥有数和人均公园绿地面积分别反映消费可达性、物流可达性、交通可达性、休闲可达性,相关占比和人均量越高,对应的可达性越高。

表15和表16中的城市空间结构的回归系数显著为负,表明偏单中心的城市内部空间结构显著降低了消费可达性、物流可达性、交通可达性和休闲可

达性。将4个中介变量与城市空间结构同时放入回归方程后,中介变量消费可达性、物流可达性、交通可达性和休闲可达性的估计系数均为正且在5%的统计水平下显著,表明消费可达性、物流可达性、交通可达性和休闲可达性的提高显著降低了居民肥胖。加入中介变量后,基准模型中的城市空间结构估计系数大小和显著性均明显下降,这表明消费可达性、物流可达性、交通可达性和休闲可达性起到了中介效应的作用。如消费可达性降低一定程度上降低了居民外出活动和体力活动的水平,提高了因食物囤积而导致能量过度摄入的概率,进而促进了居民肥胖。单中心的城市空间结构对交通可达性造成负面影响,而交通可达性的降低一定程度上降低了居民步行和骑行意愿,增加了机动车使用频率,从而减少了居民体力型出行概率,降低了居民身体能量消耗进而促进了肥胖。休闲可达性的降低一定程度上降低了居民外出休闲活动的意愿,降低了居民身体活动水平,同时压缩了居民释放心理压力的途径,进而促进居民肥胖。城市空间结构的回归系数均显著为负,表明偏单中心的城市空间结构显著降低了物流可达性,而物流可达性降低在一定程度上降低了居民的线上购物意愿,提高了居民外出购物和活动的频率,但也可能因为物流的不便而一定程度上增加了居民单次物资采购的数量,增加了居民囤积物资的概率,因此影响居民身体能量消耗,增加了居民身体热量摄入,进而影响居民肥胖。综上所述,H1a、H2、H3和H4a得到验证。

为谨慎起见,进一步采用Bootstrap检验上述中介效应。1000次抽样后 $\lambda_{27}$ 的95%置信区间为0.025 ~ 0.123,置信区间不包含0,表明城市空间结构通过消费可达性、物流可达性、交通可达性和休闲可达性所产生的间接效应存在。除此之外,还按照毛其淋等<sup>[49]</sup>的思路,检验中介变量回归系数乘积项的显著性(检验 $H_0: \alpha_1 \mu_2 = 0$ ),计算 $\alpha_1 \eta_2$ 对应的标准差后,其Z统计量均至少在5%的统计水平下显著,拒绝原假设,说明中介效应存在。

## 8 结论与政策启示

### 8.1 结论

偏单中心的城市空间结构显著促进了居民肥胖,异质性检验发现:相对肥胖程度低的居民,偏单

表 15 机制检验(微观数据)  
Tab.15 Mechanism testing(micro data)

| 变量          | 消费可达性               |                       |                    | 交通可达性                |                    | 休闲可达性                 |                    | 物流可达性                 |                    |
|-------------|---------------------|-----------------------|--------------------|----------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|
|             | 方程 1                | 方程 6                  | 方程 7               | 方程 6                 | 方程 7               | 方程 6                  | 方程 7               | 方程 6                  | 方程 7               |
| <i>Gini</i> | 0.038***<br>(4.993) | -0.115***<br>(-4.805) | 0.015**<br>(2.220) | -0.145**<br>(-2.290) | 0.016**<br>(2.120) | -0.075***<br>(-3.214) | 0.017**<br>(2.120) | -0.370***<br>(-3.520) | 0.011**<br>(2.019) |
| 中介变量        | /                   | /                     | 0.010**<br>(2.275) | /                    | 0.021**<br>(2.200) | /                     | 0.008**<br>(2.282) | /                     | 0.005**<br>(2.141) |
| 控制变量        | 是                   | 是                     | 是                  | 是                    | 是                  | 是                     | 是                  | 是                     | 是                  |
| 地区          | 是                   | 是                     | 是                  | 是                    | 是                  | 是                     | 是                  | 是                     | 是                  |
| 时间          | 是                   | 是                     | 是                  | 是                    | 是                  | 是                     | 是                  | 是                     | 是                  |
| <i>N</i>    | 33 374              | 26 750                | 26 130             | 33 374               | 33 374             | 13 590                | 33 374             | 10 556                | 27 282             |

表 16 机制检验(宏观数据)  
Tab.16 Mechanism testing(macro data)

| 变量          | 消费可达性               |                       |                    | 交通可达性                |                    | 休闲可达性                |                     | 物流可达性                 |                     |
|-------------|---------------------|-----------------------|--------------------|----------------------|--------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|
|             | 方程 1                | 方程 6                  | 方程 7               | 方程 6                 | 方程 7               | 方程 6                 | 方程 7                | 方程 6                  | 方程 7                |
| <i>Gini</i> | 0.038***<br>(4.993) | -0.560***<br>(-6.812) | 0.020**<br>(2.101) | -0.162**<br>(-2.245) | 0.014**<br>(2.122) | -0.303**<br>(-2.135) | 1.335***<br>(4.712) | -0.370***<br>(-3.561) | 1.223***<br>(4.120) |
| 中介变量        | /                   | /                     | 0.050**<br>(2.309) | /                    | 0.031**<br>(2.210) | /                    | 0.019**<br>(2.207)  | /                     | 0.010**<br>(2.292)  |
| 控制变量        | /                   | 是                     | 是                  | 是                    | 是                  | 是                    | 是                   | 是                     | 是                   |
| 城市          | 是                   | 是                     | 是                  | 是                    | 是                  | 是                    | 是                   | 是                     | 是                   |
| 地区          | 是                   | 是                     | 是                  | 是                    | 是                  | 是                    | 是                   | 是                     | 是                   |
| <i>N</i>    | 33 374              | 26 750                | 26 130             | 33 374               | 33 374             | 13 590               | 33 374              | 10 556                | 27 282              |

中心的城市空间结构对肥胖程度高的居民的肥胖促进作用更大;对女性群体、社交紧密型群体、室内工作群体和高压力群体的促进作用更明显。对南方城市而言,偏单中心的城市空间结构显著抑制了居民肥胖;对北方城市而言,偏单中心的城市空间结构却显著促进居民肥胖。相比人口分散的城市,偏单中心城市空间结构对人口密集城市居民的肥胖促进作用更大。调节效应检验表明:城市空气湿度和城市数字化水平负向调节了偏单中心城市空间结构对居民肥胖的促进作用。机制检验表明:城市空间结构通过消费可达性、物流可达性、交通可达性和休闲可达性影响居民肥胖。

8.2 政策启示

研究为如何在城市空间管理过程中实现公共健康目标提供了一种新视角和经验证据,具有重要的政策启示。

第一,充分利用多中心化城市空间结构的“减

肥”效应。一方面,当前城市公共健康管理实践过程中,多未将城市空间管理纳入公共健康(特别是肥胖等疾病)的预防和控制体系中。另一方面,既有城市空间管理政策更多关注的是城市经济增长和公共福利相关的显性绩效,而忽略了不同城市空间发展模式对公共健康的影响。研究表明,在一定的条件下,城市空间结构的选择对居民肥胖存在一定影响,这种影响相对于经济增长和公共福利等显性绩效较为隐蔽。因此,可考虑通过促进城市多中心化来作为降低城市居民肥胖的一种途径。应尊重并充分利用好城市多中心空间结构的“减肥”规律,在城市空间结构规划时应考虑公共健康影响,积极推进城市空间规划和公共健康政策的衔接和落地。具体而言,可将公共健康(肥胖等)纳入城市规划的目标之一,同时公共健康政策的制定过程中也应加入城市空间管理的目标。

第二,畅通城市空间结构对居民肥胖的影响渠

道,充分利用空气湿度和数字化的“瘦身”作用。促进城市内部公共服务资源的均等化,以提高城市消费可达性、物流可达性、交通可达性和休闲可达性,发挥多中心城市空间结构对居民的“减肥”效应。进一步完善城市餐饮、超市、商业综合体、邮政快递网点、城市体育和健身场馆等公共服务设施的网格化和均衡化空间布局,增加各类公共场所中体力型场景的布局,构建有利于居民“管住嘴,迈开腿”的公共服务场所和城市生活空间。完善城市公共交通站点的布局,缩短社区和写字楼与公交和地铁站点的距离,提高居民出行便利性,提倡步行、骑行和乘坐公共交通等绿色出行方式,增加体力型出行方式。完善体育健身场所和公园绿地的空间布局,为居民锻炼和体力活动提供条件,提高居民活动水平。

另外,可适当利用空气湿度和数字化对城市空间结构的调节作用。可通过增加城市绿植面积、制定合理的建筑密度、鼓励减少使用机动车等方式来调整城市空气湿度,让城市空气更加温润,从而提高居民外出活动和体力型运动的舒适度,增加体力型运动和能耗进而达到降低居民肥胖的目标,强化城市多中心化空间结构的“减肥”效应。大力发展在线直播等线上运动产业,利用互联网渠道提高健康信息和知识的投放量,强化健康饮食和生活方式的宣传。

第三,在尊重个体化差异和城市差异的基础上,制定差异化的城市空间管理策略来实现“减肥”效应。充分发挥城市各级工会的积极作用,针对不擅长社交群体举办各类线下交友活动和社群活动,鼓励社交匮乏型人群广泛参与线下社交活动的积极性。针对室内工作群体和工作压力较大的群体,发放各类户外运动的体验消费券。

需要说明的是,包括肥胖在内的公共健康的影响因素众多,通过多学科的交叉研究和论证可能得到更加准确的结果。研究所论证的单中心城市空间结构会加重居民肥胖的这一结论,也可能是城市空间结构形态与城市交通、社区规划、饮食偏好等多种因素交互作用的结果,因此建议城市规划部门和城市公共健康管理部门综合考虑,完善城市公共交通网络和社区休闲运动基础设施,落实系列鼓励居民开展体力活动、居家健身和线上健身等多方面组合措施。

未来的研究展望包括以下方面:一是微观数据样本的扩展。限于数据的可得性,研究数据样本数量较为有限,未来可以考虑利用大数据分析工具,获取通过居民日常生活轨迹的微观数据(如城市出租车、网约车流动、手机GPS轨迹数据等)和社区层面的数据来反映城市内部的空间结构。二是在研究方法上,未来可考虑肥胖的“传染性”特征,尝试采用空间计量模型来捕捉社区居民肥胖的空间相关性,可能会得出更多丰富的研究结论。三是理论分析缺少数理模型的基础,城市空间结构属于空间经济学范畴,未来可考虑将包括居民肥胖在内的公共健康指标纳入空间一般均衡分析框架,以强化数理模型的支撑,同时可考虑体育学、心理学和社会学等多学科的交叉分析研究。四是在实证方面亦有进一步扩展性研究空间。如未来可讨论文中机制变量的潜在内生性,例如高物流便利可能与人均收入和在线消费习惯高度相关,在未来研究中可尝试对渠道变量使用工具变量或分层回归检验以验证其因果路径。同时,消费可达性可考虑增加食物可得性或食品价格等变量作为补充指标。除此之外,受数据可得性的限制,文中“社交紧密型”仅基于“人缘评分”来定义,未来可考虑结合社交频率、社交网络多样性等指标综合衡量。文中“工作压力”仅以周工作时间衡量,未来可考虑工作强度、心理压力等因素。

## 参考文献:

- [1] CHEN L, LIU W. The effect of internet access on body weight: Evidence from China[J]. *Journal of Health Economics*, 2022, 85: 102670.
- [2] ANAS A, ARNNOT R, SMALL K A. Urban spatial structure[J]. *Journal of Economic Literature*, 1998, 36(3): 1426-1464.
- [3] MILLS E S. Urban density functions[J]. *Urban Studies*, 1970, 7(1): 5-20.
- [4] 刘修岩, 杜聪, 盛雪绒. 容积率规制与中国城市空间结构[J]. *经济学(季刊)*, 2022(4): 1447-1466.
- [5] BENTLAGE M, MÜLLER C, THIERSTEIN B A. Becoming more polycentric: Public transport and location choices in the Munich Metropolitan Area[J]. *Urban Geography*, 2020, 42(1): 79-102.
- [6] BREZZI M, VENERI P. Assessing polycentric urban systems in the OECD: Country[J]. *Regional and Metropolitan Perspectives, European Planning Studies*, 2015, 23(6): 1128-1145.
- [7] 王峤, 刘修岩, 李迎成. 空间结构、城市规模与中国城市的

- 创新绩效[J]. 中国工业经济, 2021(5): 114-132.
- [ 8 ] 刘修岩,李松林,陈子扬. 多中心空间发展模式与地区收入差距[J]. 中国工业经济, 2017(10): 25-43.
- [ 9 ] 秦蒙,刘修岩,全怡婷. 蔓延的城市空间是否加重了雾霾污染——来自中国PM2.5数据的经验分析[J]. 财贸经济, 2016(11): 51-64.
- [ 10 ] BURGALASSI D, LUZZATI T. Urban spatial structure and environmental emissions: A survey of the literature and some empirical evidence for Italian NUTS 3 regions[J]. *Cities*, 2015, 49: 134-148.
- [ 11 ] 刘修岩,秦蒙,李松林. 城市空间结构与劳动者工资收入[J]. 世界经济, 2019(4): 123-148.
- [ 12 ] SAARLOOS D, ALFONSO H, GILES-CORTI B, et al. The built environment and depression in later life: The health in men study[J]. *The American Journal of Geriatric Psychiatry*, 2011, 19(5): 461-470.
- [ 13 ] JIANG B, LI D, LARSEN L, et al. A dose-response curve describing the relationship between urban tree cover density and self-reported stress recovery[J]. *Environment and Behavior*, 2016, 48(4): 607-629.
- [ 14 ] GIFFORD R. The consequences of living in high-rise buildings[J]. *Architectural Science Review*, 2007, 50(1): 2-17.
- [ 15 ] IHLEBÆK C, NÆSS P, STEFANSDOTTIR H. Are compact cities a threat to public health? [J]. *European Planning Studies*, 2021, 29(6): 1021-1049.
- [ 16 ] FENG J, GLASS T A, CURRIERO F C, et al. The built environment and obesity: A systematic review of the epidemiologic evidence[J]. *Health and Place*, 2010, 16(2): 175-190.
- [ 17 ] FRANK L D, SALLIS J F, CONWAY T L, et al. Many pathways from land use to health: Associations between neighborhood walk ability and active transportation, body mass index, and air quality[J]. *Journal of the American Planning Association*, 2006, 72(1): 75-87.
- [ 18 ] DUARTE C M, FERNÁNDEZ M T. The influence of urban structure on commuting: an analysis for the main metropolitan systems in Spain[J]. *Procedia Engineering*, 2017, 198: 52-68.
- [ 19 ] HE X, ZHOU Y, YUAN Y. Exploring the relationship between urban polycentricity and consumer amenity development: An empirical study using Dianping Data in China[J]. *Cities*, 2025, 166, 106197.
- [ 20 ] EWING R, MEAKINS G, HAMIDI S, et al. Relationship between urban sprawl and physical activity, obesity, and morbidity—update and refinement[J]. *Health and Place*, 2014, 26: 118-126.
- [ 21 ] GUETTABI M, MUNASIB A. Urban sprawl, obesogenic environment, and child weight[J]. *Journal of Regional Science* 2014, 54(3): 378-401.
- [ 22 ] ZHAO Z, KAESTNER R. Effects of urban sprawl on obesity[J]. *Journal of Health Economics*, 2010, 29(6): 779-787.
- [ 23 ] YIN C, SUN B. Does Compact Built Environment Help to Reduce Obesity? Influence of Population Density on Waist-Hip Ratio in Chinese Cities[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2020, 17(21): 7746.
- [ 24 ] YIN C, CAO J, SUN B. Examining non-linear associations between population density and waist-hip ratio: An application of gradient boosting decision trees[J]. *Cities*, 2020, 107: 102899.
- [ 25 ] SUN B, LIN J, YIN C. Impacts of the built environment on social capital in China: Mediating effects of commuting time and perceived neighborhood safety[J]. *Travel Behaviour and Society*, 2022(29): 350-357.
- [ 26 ] 孙斌栋,但波. 上海城市建成环境对居民通勤方式选择的影响[J]. 资源科学, 2015, 70(10): 1664-1674
- [ 27 ] LOPEZ-ZETINA J, LEE, H, FRIIS R. The link between obesity and the built environment: Evidence from an ecological analysis of obesity and vehicle miles of travel in California[J]. *Health & Place*, 2006, 12(4): 656-664.
- [ 28 ] MORLAND K, ROUX A V, WING S. Supermarkets, other food stores, and obesity: The atherosclerosis risk in communities study[J]. *American Journal of Preventive Medicine*, 2006, 30(4): 333-339.
- [ 29 ] INAGAMI S, COHEN D A, FINCH B K, et al. You are where you shop: grocery store locations, weight, and neighborhoods[J]. *American Journal of Preventive Medicine*, 2006, 31(1): 10-17.
- [ 30 ] COLLINS P A, AGARWAL A. Impacts of public transit improvements on ridership, and implications for physical activity, in a low-density canadian city[J]. *Preventive Medicine Reports*, 2015, 2: 874-879.
- [ 31 ] DUNCAN M J, SPENCE J C, MUMMERY W K. Perceived environment and physical activity: A meta-analysis of selected environmental characteristics[J]. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 2005, 2(1): 1-9.
- [ 32 ] SWINBURN B A, SACKS G, HALL K D, et al. The global obesity pandemic: shaped by global drivers and local environments[J]. *The Lancet*, 2011, 378: 804-814.
- [ 33 ] MACMILLAN A, CONNOR J, WITTEN K, KEARNS R, WOODWARD A. The societal costs and benefits of commuter bicycling: Simulating the effects of specific policies using system dynamics modeling[J]. *Environmental Health Perspectives*, 2014, 122(4): 335-344.
- [ 34 ] KIRKBY-GEDDES E, KING N, BRAVINGTON A. Social capital and community group participation: Examining ‘Bridging’ and ‘Bonding’ in the context of a healthy living centre in the UK[J]. *Journal of Community & Applied Social Psychology*, 2013, 23(4): 271-285.
- [ 35 ] WANG R, YANG B, YAO Y, et al. Residential greenness, air pollution and psychological well-being among urban

- residents in Guangzhou, China[J]. *Science of the Total Environment*, 2020, 711, 134843.
- [36] JIANG B, LI D, LARSEN L, et al. A dose-response curve describing the relationship between urban tree cover density and self-reported stress recovery[J]. *Environment and Behavior*, 2016, 48(4): 607-629.
- [37] THEODORIDIS G, MOUSSIOPOULOS N. Influence of building density and roof shape on the wind and dispersion characteristics in an urban area: A numerical study[J]. *Environmental Monitoring and Assessment*, 2000, 65: 407-415.
- [38] LEWIS S, THOMAS S L, BLOOD R W, et al. How do obese individuals perceive and respond to the different types of obesity stigma that they encounter in their daily lives? A qualitative study[J]. *Social Science & Medicine*, 2011, 73(9): 1349-1356.
- [39] LAMICHHANE A P, PUETT R, PORTER D E, et al. Associations of built food environment with body mass index and waist circumference among youth with diabetes[J]. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 2012, 9(1): 1-11.
- [40] 梁昌一, 刘修岩, 李松林. 城市空间发展模式与雾霾污染——基于人口密度分布的视角[J]. *经济学动态*, 2021(2): 80-94.
- [41] 秦若冰, 马弘. RCEP的贸易和福利效应: 基于结构模型的量化分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2022(9): 26-49.
- [42] 刘亚琳, 戴觅. 消费品进口关税下调的贸易与福利效应[J]. *世界经济*, 2022(10): 84-106.
- [43] DAVIS D R, WEINSTEIN D E. Bones, bombs, and break points: the geography of economic activity[J]. *American Economic Review*, 2002, 92(5): 1269-1289.
- [44] CURCI F. The taller the better? Agglomeration determinants and urban structure[R]. *ERSA Conference Papers*, European Regional Science Association, 2015.
- [45] 罗煜, 何青, 薛畅. 地区执法水平对中国区域金融发展的影响[J]. *经济研究*, 2016(7): 118-131.
- [46] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. *管理世界*, 2020(10): 65-76.
- [47] 邱泽奇, 张树沁, 刘世定, 等. 从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角[J]. *中国社会科学*, 2016(10): 93-115.
- [48] 郭峰, 熊云军, 石庆玲, 等. 数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据[J]. *管理世界*, 2023, 39(4): 16-34.
- [49] 毛其淋, 许家云. 外资进入如何影响了本土企业出口国内附加值? [J]. *经济学(季刊)*, 2018(4): 1453-1488.

#### 作者贡献声明:

张可: 负责论文选题、研究设计、初稿撰写及修改;  
郑舒文: 数据收集、处理。

## Impact of Urban Spatial Structure on Residents Obesity Prevalence

ZHANG Ke<sup>1</sup>, ZHENG Shuwen<sup>2</sup>

(1. *Glorious Sun School of Business and Management, Donghua University, Shanghai 200051, China*; 2. *School of Business, East China University of Political Science and Law, Shanghai 201620, China*)

**Abstract:** It is a major practical task of new urbanization to strike a balance between optimizing urban spatial structures and improving residents' health. Based on the data from China Family Panel Studies and night light data form 2014—2020, this study examines the heterogeneous effects of urban spatial structure on residents obesity prevalence and its influence mechanism. It is found that single-center urban spatial structure significantly promotes residents obesity. This finding remains valid after a series of robustness tests and addressing endogeneity problems. Heterogeneity tests find that the single-center urban spatial structure promotes obesity more significantly among female groups, socially compact groups, indoor working groups, and high stress groups. The single-center urban spatial structure has a greater promoting effect on obesity among northern urban residents and residents of densely populated cities. The moderating effect reveals that air humidity and urban digitalization level reduces the obesity-promoting effect of single-center urban spatial structure. The mechanism test shows that urban spatial structure affects residents obesity through consumption accessibility, transportation accessibility, leisure accessibility, and logistics accessibility. This paper provides a new perspective and empirical evidence for achieving public health goals in the process of urban spatial management.

**Key words:** space management; residents' health; accessibility; heterogeneity; single-center city; multi-center city; urban digitalization level