

邻里环境对邻里休闲徒步影响的纵向研究:RESIDE 研究结果(待续)

摘要:

[背景] 很少有纵向研究来论证邻里环境对于鼓励人们多徒步的作用,或证实喜欢活动的人是否会选择居住在活动丰富的社区。针对创造更多适合徒步的社区的政策,自然实验更有力地证实了邻里环境对居民徒步的因果效应。

[目的] 本研究旨在调查客观和感知的邻里环境与邻里休闲徒步之间的纵向关联。

[方法] 本研究对居住环境研究(RESIDE,澳大利亚珀斯,2003—2012)收集了8年余(4项调查)的纵向研究数据进行分析。在每个时间点,被调查者均报告他们在邻里内每周休闲徒步的频率和总分钟数,以及他们对邻里环境的认知。采用地理信息系统对邻里环境进行客观测量。

[结果] 影响当地休闲徒步的因素有:客观测量的中等或大型公园、海滩的可及性,以及较好的街道连通性(调整邻里认知后减少)。在调整模型中,对于公园和海滩的可及性、街道连通性、社区美观性和治安的积极认知,都是增加邻里休闲徒步的决定因素。每增加一个主观认知的邻里属性,休闲徒步增加9min/周(频率增加12%)。

[结论] 本研究的发现为城市规划者和政策制定者提供了更有力的证据,证明街道连通性良好的邻里和附近存在各种规模的公园有利于当地居民的休闲徒步及健康。

1 前言

面对全球非传染性疾病和肥胖的增多,越来越多的人开始呼吁“反思”预防疾病的方法(Das和Horton,2012;Giles-Corti等,2016;Kleinert和Horton,2015)。与非卫生部门合作创造更多支持性和可持续的建成环境,是一项重要的战略,且会带来一系列的协同效益,比如改善健康和环境,减少交通堵塞和热岛效应,以及减轻气候变化带来的负面影响(Cheng和Berry,2013;Sallis等,2016;Watts等,2015)。

世界卫生组织(World Health Organization,WHO)十年前在健康城市议程中提出设计促进健康的城市,现在是全球多部门的优先事项(Duhl,1996)。例如,2015年“联合国可持续发展2030目标”旨在使城市更具包容性、安全性、弹性和可持续性,确保健康生活和促进社会福祉(United Nations,2015)。2016年联合国住房和可持续城市发展大会(HABITAT III)为新城市议程奠定了基础,其中包括全球可持续城市发展标准(United Nations,2016)。此外,在2016年底,WHO《上海宣言》重申了规划城市、促进健康的承诺(World Health Organization,2016)。将全球建成环境和健康的跨学科研究结果有效地转化为城市规划政策和实践,

有助于指导城市可持续发展议程,同时促进健康和福祉(Giles-Corti等,2016;Sallis等2016;Stevenson等,2016)。

越来越多的证据表明,邻里属性和身体活动之间有联系,特别是通勤徒步(Ding和Gebel,2012;McCormack和Shiell,2012;Saelens和Handy,2008;Sallis等,2009,2016)。然而到目前为止,大部分都是横断面证据,无法进行因果推论。只有最近少数的纵向队列研究(Hirsch等,2014;Panter等,2013)和有关建成环境变化的自然实验(Goodman等,2013)提供了证据,证明建成环境对居民身体活动的因果效应(Giles-Corti等,2013;Halonen等,2015;Knuiman等,2014;Ranchod等,2014;Turrell等,2014)。

在研究邻里环境与当地徒步之间的因果关系时,住宅偏好(即自我选择因素)是一个重要的考量因素(Boone-Heinonen等,2010;Giles-Corti等,2008)。纵向研究可以收集随时间变化的建成环境属性、徒步和潜在混杂因素的重复测量数据。现有的建模方法利用个体所有可用数据,在调整测量的混杂因素后,分别比较建成环境属性对徒步的组间(横向)与组内(纵向)影响(Allison,2005;Fitzmaurice等,2012;Knuiman等,2014)。与组间影响不同,组内影响不受未经测量的(时间常量)自我选择因素和其他因素的

干扰,这一点极其重要(Allison, 2005; Fitzmaurice等, 2012; Knuiiman等, 2014)。

在邻里环境对当地徒步影响的研究中,另一个重要的考虑因素即不同的邻里环境属性对不同行为类型的影响。有研究(Giles-Corti等, 2013)显示,通勤徒步和休闲徒步是截然不同的行为,并受到不同邻里属性的影响。通勤徒步包括专门徒步往返商店、工作场所或公共交通等一些地方,而休闲徒步则是为了娱乐、健康或健身目的而进行的(Giles-Corti等, 2006)。因此,应该使用不同的模型,使用情境特定的行为测量方式(如,在附近街区休闲徒步)和行为特定的决定因素(如,前往公园),对之进行检验。迄今为止,鲜有研究通过纵向研究设计检验建成环境对休闲徒步的影响(Giles-Corti等, 2013; Halonen等, 2015; Ranchod等, 2014)。在美国多民族动脉粥样硬化研究的3年成人随访中($n=6814$),随着时间的推移,客观测量的邻里娱乐设施密度增加与休闲活动降幅减小有关,在老年人中尤其明显(Ranchod等, 2014)。这项研究的局限性在于,没有测量在当地邻里环境中进行的娱乐性身体活动,因此行为因素与评估社区娱乐设施密度的暴露变量不匹配。此外,也未研究与娱乐性身体活动(尤其是徒步)相关的其他邻里属性(如,公园)(Bancroft等, 2015)。

到目前为止,仅有一项研究,即居住环境项目(RESIDENTIAL ENVIRONMENTS PROJECT, RESIDE),采用纵向设计并对暴露和行为采用情境特定的测量方法,研究邻里环境对当地休闲徒步的影响(Giles-Corti等, 2013)。RESIDE是一项城市政策干预的自然实验,我们先前的研究分析了搬迁到新家1年后前往邻里环境中的不同场所对本地徒步的影响(Giles-Corti等, 2006, 2008)。在前往休闲场所的参与者中(如,海滩、公园或运动场),在迁居后,他们的休闲徒步活动在每个休闲场所(范围:0~3)均增加约18min/周(Giles-Corti等, 2013)。然而值得注意的是,参与者仅在新社区大约生活了1年。而且,虽然主要的基础设施(如公园)通常在土地开发的早期交付,但是在没有足够的住户支持商业、服务业及公共交通前,社区其他基础设施往往会延迟交付。

为了研究随时间变化的新邻里环境及其对居民休闲徒步水平的影响,需要开展更长期的随访(Giles-Corti等, 2013)。因此,在以往对RESIDE分析的基础上,本文通过收集8年以上的数据(4项研究),研究

客观测量与主观认知的邻里环境与邻里休闲徒步之间的纵向联系。

2 方法

2.1 样本和数据收集

RESIDE于2003年开始实施,是在澳大利亚西部的珀斯西北部73个新住宅区的1813名新住户中开展的一项纵向自然实验。有关参与者的纳入标准另文详述(Giles-Corti等, 2008)。简言之,土地转让后,迁入新住宅的参与者均被州水务局邀请参加该研究。纳入标准:英语熟练, 18岁,2005年12月前有迁址意向,以及愿意在8年内完成4次问卷调查。参与者通过电话募集,从每个家庭随机选择一名参与者。参与者参加的4次调查时间分别为:基线(T1: $n=1813$)、1年后(T2: $n=1467$)、3年后(T3: $n=1230$)和7年后(T4: $n=565$)。几乎所有参与者(99%)均在T1和T2期间迁入,10%的参与者在T2后再次搬迁。

2.2 社会人口学因素

收集因素如下:性别、年龄、婚姻状况(已婚/事实婚姻,分居/离婚/丧偶/单身)、文化程度(中学及以下,职校/学徒/高中毕业,本科及以上)、职业(经理/管理人员、蓝领、职员/销售/服务人员/其他、待业)、每周工作小时数(19、20~38、39~59、60;待业)、每日通勤分钟数(在家工作/30、31~60、60;工作地点灵活;待业)、工作中身体活动水平(身体活动不足、定期行走、活动量适度、活动量大、待业)、家中儿女情况以及养狗情况。

2.3 当地休闲徒步

采用邻里身体活动问卷(Neighborhood Physical Activity Questionnaire)调查参与者在邻里内(定义为离家徒步15min)徒步的频率和总分钟数(Giles-Corti等, 2006)。参与者住宅周围1600m范围内的道路网格缓冲区定义为邻里(Giles-Corti等, 2008)。

2.4 邻里环境的客观测量因素

我们采用地理信息系统(Geographic Information System, GIS)对各时间点邻里环境的时间相关指标进行客观测量,包括街道联通性和住宅密度(Christian等, 2011; Frank等, 2005)。以参与者住宅为中心,统计400m邻里服务区内的迷你/小型(0.5公顷)和中/大型(>0.5~5公顷)公园的存在情况,以及1600m邻里服务区内地方级或区域级(地方级, >5~15公顷;区域级, >15公顷)公园和海滩的存在情况(Bull

等,2013; Christian 等,2015; Western Australian Department of Sport and Recreation,2012)。采用邻里服务区指标使参与者之间或之内随时间推移的差异最大化。统计一个总体的“客观”邻里环境指数(范围:0~6),包括迷你/小型公园,中/大型公园,地区/区域公园,海滩的存在与否(是=1,否=0),以及街道连接性和住宅密度。使用基线(T1)时的均值和标准差对街道连通性和住宅密度值进行 z 值转换。二分类变量(是=1,否=0)以中位数作为分割点,大于中位数则 z 值等于1,小于中位数则 z 值等于0。

2.5 邻里环境的主观认知因素

采用邻里环境和徒步量表(Neighborhood Environment and Walking Scale,NEWS)的分量表(Cerin等,2006)测量参与者对邻里环境的主观认知。测量因素包括街道连接性、徒步的基础设施和安全性、社区美观性、交通安全、治安(Cerin等,2006)。为了完善客观测量因素,根据NEWS的目的地分量表应答情况,计算离家5 min主观认知行走距离以内的公园的存在情况,以及15 min以内运动场和海滩的存在情况(Cerin等,2006)。邻里环境主观认知指数(范围:0~8)包括以下因素:主观认知存在公园、运动场、海滩(是=1,否=0),主观认知的街道连通性,徒步的基础设施及安全性,社区美观性,交通安全和治安(z 值大于基线中位数则等于1, z 值小于基线中位数则等于0)。

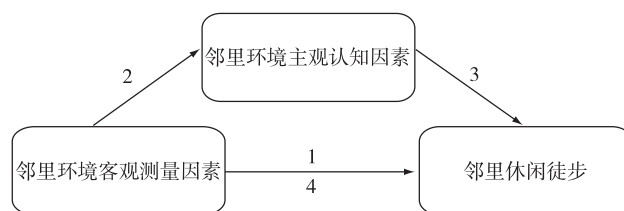
2.6 统计学分析

使用负二项对数线性重复测量回归模型,结合广义估计方程(generalized estimating equations,GEE)和稳健的标准误(Fitzmaurice等,2012),来评估邻里环境因素与休闲徒步频率之间的联系。使用边缘线性重复测量(非限制性方差)回归模型评估邻里环境因素与休闲徒步总分钟数的关联。共拟合3种多变量模型。模型1包括客观测量的邻里环境变量。模型2包含可比较的主观认知的邻里环境变量。模型3包括客观测量和主观认知的邻里环境变量。所有的模型都对社会人口学因素(年龄、性别、婚姻状况、文化程度、职业、每周工作小时数、每日通勤分钟数、工作时身体活动水平、家中子女情况和养狗情况)作为时变协变量进行调整。对于对数线性模型,采用指数系数估计值[95%可信区间(CI)]来表现邻域环境因素每变化1个单位,休闲徒步频率的相对变化。对于线性模

型,采用系数估计值来表现每周邻里休闲徒步分钟数的变化绝对值。

除了估计每个邻里环境因素的整体效应之外,我们还同时使用各因素的平均值(一段时间的平均值)和均值居中偏差拟合其他模型,以分别估计和比较因素的组间(横向)和组内(纵向)效应(Allison,2005)。所有因素的组间和组内效应都类似;因此,仅报告整体的组间和组内联合效应估计值。

此外,我们使用中介分析方法,来确定客观测量的邻里环境属性(例如,GIS导出的街道连通性的 z 值)是否由相应主观认知的邻里环境因素(例如,NEWS街道连通性量表)介导(图1)。我们测试:a)未调整主观认知因素时,客观测量因素是否与休闲徒步相关(模型1);b)客观测量因素与主观认知因素是否有关(表S1);c)未调整客观测量因素时,主观认知因素是否与休闲徒步相关(模型2);d)将客观测量因素和主观认知因素均加入模型时,客观测量因素的影响是否较小,主观认知因素是否对休闲徒步有明显的影响(模型3)。



[注]1:邻里环境(NE)的客观测量因素与休闲徒步的关系;2:NE的客观测量因素与NE的主观认知因素的关系;3:NE的主观认知因素与休闲徒步的关系;4:调整相应NE主观认知因素后NE的客观测量因素与休闲徒步的关系。

图1 客观测量和主观认知的邻里环境与休闲徒步之间的中介模型

(待续)

翻译:袁亚群;审校:金泰虞

参考文献(略)

本文原文刊登于EHP杂志,需要者务必引用英文原文,详见 Christian H, Knuijan M, Divitini M, et al. A Longitudinal Analysis of the Influence of the Neighborhood Environment on Recreational Walking within the Neighborhood: Results from RESIDE. Environ Health Perspect 125(7): 077009-1-077009-10. 本文原文及参考文献请浏览 <https://doi.org/10.1289/EHP823>.

(编辑:汪源;校对:汪源)