

城市出行环境对绿色出行行为影响研究

和占琼 尹晓¹

(昆明理工大学 管理与经济学院, 云南 昆明 650093)

【摘要】: 构建低碳交通体系、提高绿色出行水平是生态文明建设的重要内容。文章基于 TPB 理论和 VBN 理论, 在我国 14 个大中城市调查数据的基础上, 利用主成分分析细化提取“城市环境”“交通状态”和“公交服务”三个城市出行环境影响因子, 建立多样本结构方程模型, 从个体社会心理层面揭示了城市出行环境对绿色出行意向的影响因素及作用机理。研究结果表明: 城市出行环境对绿色出行决策有明显影响, 虽然群组模型中潜变量作用路径相同, 但不利绿色出行环境中的居民表现出较高的环保价值观和更强烈的绿色出行意愿, 在不利绿色出行环境中, 居民绿色出行意向的动力更多来自自身环保意识的强化; 对于有利绿色出行环境中的居民, 绿色出行意向的动力更多来自个人和社会的行为规范。

【关键词】: 城市出行环境 心理潜变量 绿色出行 多样本结构方程模型

【中图分类号】: F291.1; F062.2 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2021)07-088-09

0 引言

党的十九大提出建设生态文明是关系中华民族永续发展的千年大计。党的十九届四中全会对“坚持和完善生态文明制度体系, 促进人与自然和谐共生”做出系统安排, 强调应完善绿色生产和消费的法律制度和政策导向。交通运输部等十二部门印发了《绿色出行行动计划(2019—2022)年》, 提出要坚持公共交通优先发展, 努力建设绿色出行友好环境、增加绿色出行方式吸引力、增强公众绿色出行意识, 进一步提高城市绿色出行水平。然而, 据国际可再生能源署预测, 我国未来私人汽车保有量的年增长速度将减缓, 但总量仍呈现稳步上升态势^[1]。私家车的过度使用不仅给道路交通造成了巨大的压力, 同时带来污染和碳排放的增加, 未来可预见的碳排放与实现气候变化目标所需的发展轨迹相距甚远^[2]。

在温室效应导致气候变化已获科学界广泛认同的今天, 如何倡导形成居民绿色出行行为是政府与学者关注的焦点。采用某种出行方式是居民根据条件与偏好选择的结果, 鼓励绿色出行政策的有效性依赖于出行者群体的选择。环境意识的强弱和城市是否具备利于绿色出行的环境, 在出行者绿色出行决策过程中发挥着重要作用。

梳理已有文献发现, 国内外学者关于绿色出行环境的研究主要集中在以下两个方面: 一是城市建成环境, 主要围绕城市的宏观环境展开研究, 如人口密度、地形、气候等要素对绿色出行的影响。Rodríguez & Joo^[3]对北卡罗来纳大学教堂山分校师生出行的研究表明, 在控制了出行时间、公交服务频率以及人行道之后, 该地区的居住密度与该人使用公交的倾向负相关, 地形对公交出行的影响不显著。国内学者孙斌栋和但波^[4]、柴彦威等^[5]、刘吉祥等^[6]分别以上海、北京、香港作为对象展开研究, 证明了人口密度对绿色出行的显著作用。李杨^[7]采访了居住在北京的 46 位已购买机动车的出行者, 多数受访者表示其出行方式受到天气因素的影响, 会在雾霾天气选择开车出行。类似的, Pikora 等^[8]在对步行和骑行的出行方式的研究中引用了“美学”要

¹**作者简介:** 和占琼, 博士, 副教授, 硕士研究生导师, 研究方向为环境心理与行为、可持续发展。E-mail:hezhanqiong@kust.edu.cn
基金项目: 国家自然科学基金地区基金项目“环境态度对通勤者在不同出行情境下选择绿色交通方式的作用机理研究”(71661020)

素,发现个体在对出行方式进行选择时,会对周边大气污染状况、绿化程度等要素进行考虑。二是公共交通环境,相关研究证明,积极的绿色出行行为在很大程度上依赖于通畅、便捷的城市公共交通环境。李小聪和刘惠^[9]将直接影响城市居民低碳出行行为决策的因素分为内在动力和外在约束,并将交通设施建设作为外在约束的重要指标,验证了公交站点建设和公交设施建设对居民出行行为的影响。Schwanen 等^[10]证明了出行方式选择与公共交通站点的设计及其他配套设施的完备程度相关,即合理的公交站点设计及完备的交通设施利于居民选择公共交通。卢冠乔等^[11]对成都市居民的出行情况进行了调查,认为居民对公共交通的依赖较大,应更加重视公共交通的建设。郭亮等^[12]、李鹏等^[13]分别以武汉、保定市居民为样本,证明了公交线网密度、公交站点数及途经线路数、轨道交通站点等城市公共交通条件对绿色出行的影响。

对绿色出行行为的研究离不开对个体决策心理的研究。陈凯和梁皓凯^[14]以计划行为理论(the theory of planned behavior, TPB)为基础,将北京的 805 位受访者根据环保意识高低分为两组,证明了态度、社会规范等变量对出行意向的作用且两组间存在差异。在减少私家车使用意愿的研究中,Nordlund & Garvill^[15]以价值规范信念理论(value-belief-norm, VBN)为线索,发现价值和问题的意识影响个人规范,而个人规范的提高有助于降低私家车的使用意愿。另有研究将 TPB 和 VBN 二者结合,或以其中一个理论为基础,结合另一个理论的某些构想。崔枫和张琰^[16]研究发现环境态度对出行意向的正向影响以及主观规范对感知行为控制的驱动作用,他们从 VBN 理论中提取出环境问题意识(新环境范式)变量,验证了其对绿色出行意向的促进作用。陈月霞等^[17]以镇江市居民通勤调查样本为研究对象,研究证实感知行为控制会影响低碳出行态度。刘宇伟^[18]在对汽车出行减量意愿的研究中,证明了个人规范与社会规范之间的促进关系。Jakovcetic & Steg^[19]和 Lind 等^[20]运用实证分析的方法,验证了 VBN 理论中新环境范式(new environmental paradigm, NEP)、后果意识、责任归属以及个人规范等变量之间的因果链关系。本课题组在前期的研究中,利用 2017 年中国 7 个主要省份的样本数据,证明了 TPB 和 VBN 理论的整合运用有利于提高社会心理因素对绿色出行行为的解释力^[21]。

研究方法上,现有研究或是运用线性回归^[15,19]和非线性回归法^[17]对绿色出行影响因素和绿色出行行为的相关性进行检验,或是运用潜变量结构方程模型对整体理论框架进行验证^[14,18,20]。在量化环境因素对绿色出行行为的影响时,通常将个人因素和环境因素视为同一层次的自变量进行研究^[8,22]。

综上,现有文献对出行环境影响公众绿色出行行为的研究有一定基础,但仍然存在改进空间:第一,关于出行环境的文献中,现有研究注意到了城市建成环境对公众出行选择的影响,但研究基本基于一个城市的不同地区,缺乏跨城市的比较研究。第二,在绿色出行行为决策过程的文献中,主要关注出行者心理层面的研究,而对于影响个体出行选择的环境因素未做深入地探讨,特别是雾霾等大气环境问题对于出行决策行为的影响没有考虑在内。第三,现有的回归分析等方法忽视了测量误差的影响,而采用直接将宏观环境和个体层面同时处理的方式,忽视了两者的“嵌套”关系,严谨程度有待进一步考究。针对上述不足,本文利用 2017 年和 2019 年通勤者调查数据,采用更为严谨的因素一致性检验和多样本结构方程模型,研究不同出行环境对城市居民绿色出行行为决策过程的影响。本文有助于丰富绿色出行行为的研究成果,为城市交通规划和针对性政策的提出提供理论和实证支撑。

1 理论模型及变量定义

1.1 理论模型

绿色出行是指选择对环境破坏性小的出行方式,如骑行、步行、乘坐公共交通工具等。TPB 是研究绿色出行最常用且最具代表性的理论之一^[23]。该理论认为,态度、社会规范和感知行为控制对人的行为意向有重要的驱动作用。具体到绿色出行行为,态度指个体对执行绿色出行行为积极或消极程度的评估;社会规范反映了居民采取绿色出行行为所感知到的社会压力,是人们对周围人对自己行为的期望或影响的一种认知;感知行为控制则描述了行为主体感知执行某一行为的难易程度,反映了居民预期采取绿色出行的阻力或者助力。除 TPB 理论外,基于价值观等更深层面进行剖析的 VBN 理论在低碳交通方式选择、公民环境行为等情境下也显示出了良好的解释力^[24]。VBN 理论认为,不同的新生态范式由不同的价值观指导生成,然后通过后果意识、责

任归属和规范起作用，产生不同的出行行为。其中，新环境范式揭示了人类对环境问题的普遍关注和信念，认为人类生活应当尊重资源的平衡性；后果意识指个体对没有执行绿色出行行为而给他人或其他事物造成的不良后果的意识；责任归属描述了个体由于没有实施绿色出行行为而造成了不良后果所产生的责任感。个人规范指导行为的产生，指特定情况下个体实施绿色出行行为的自我期望。TPB 理论和 VBN 理论，前者假设个体行为以自身利益为出发点，后者认为个体行为会受到道德约束的作用，将他人和社会的利益考虑在内。本文以上述理论为基础，从“利己”和“利他”两个视角探索中国城市居民的绿色出行行为，具体决策过程如图 1 所示。

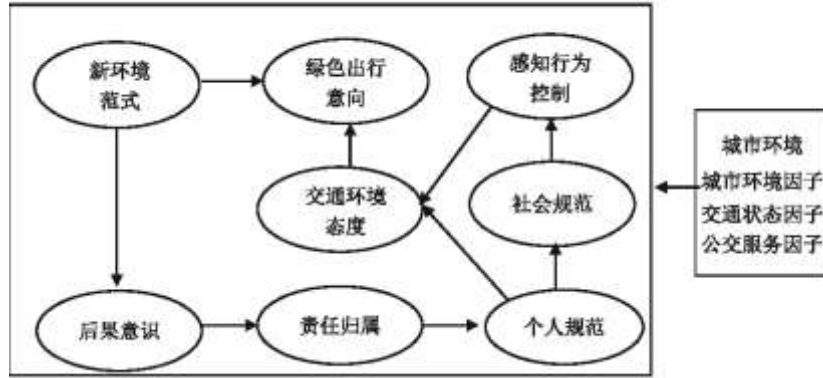


图 1 绿色出行行为决策过程

出行环境泛指影响个体选择出行方式的环境因素。除心理因素外，不同的出行环境会导致出行者对绿色出行行为的认知存在差异，个人自由选择出行方式的机会也各不相同。一方面，非绿色出行行为带来的环境和空气质量的恶化会反作用于城市居民亲环境行为的选择；另一方面，城市交通的条件和发展水平也会对城市居民关于绿色出行方式的观点和选择产生影响^[25-27]。考虑到出行环境过于模糊，本文提取出城市环境因子、交通状态因子和公交服务因子，再根据综合聚类按城市分为有利出行环境和不利出行环境，并提出原假设：通勤者所处的出行环境不会影响绿色出行行为决策过程。

本文采用多样本结构方程模型研究上述问题。结构方程模型包括两个基本模型：测量模型与结构模型。测量模型由潜变量与观测变量组成，是一组观测变量的线性函数，观测变量是潜变量的测量指标，是量表或问卷等测量工具所得的数据^[28]。本研究理论模型中涉及的变量皆为潜变量，问卷中为测量潜变量编制的题目即为观测变量。多样本结构方程模型即在原有结构方程模型的基本设定外，另外纳入一个或几个平行样本的估计。多样本的测量模型结构可用以下公式表示：

$$x_g = \Lambda_{xg} \xi_g + \delta_g \quad (1)$$

$$y_g = \Lambda_{yg} \eta_g + \varepsilon_g \quad (2)$$

式中： x_g 与 y_g 是第 g 个样本的观测变量向量， Λ_{xg} 与 Λ_{yg} 是第 g 个样本对应于观测变量的因素载荷矩阵， ξ_g 与 η_g 是潜变量向量， δ_g 与 ε_g 是测量残差向量。

结构模型体现潜变量之间的关系，其通式如下：

$$\eta_g = B_g \eta_g + \Gamma_g \xi_g + \zeta_g \quad (3)$$

式中： B_{ξ} 和 Γ_{ξ} 为路径系数， B_{ξ} 表示内生潜变量之间的关系， Γ_{ξ} 则表示外生潜变量对内生潜变量的影响； ζ_{ξ} 为结构方程的误差项。

1.2 变量界定

本文确定绿色出行意向、新环境范式、后果意识、责任归属、个人规范、交通环境态度、社会规范和感知行为控制 8 个潜变量用于描述通勤者对绿色出行行为的心理感受，具体变量定义如表 1 所示。出行环境重点选取 $PM_{2.5}$ 、人口密度、每万人拥有出租车数量、高峰拥堵延时指数、过剩通勤指数、公共交通出行用时、公共交通站点步行距离、公共交通出行平均换乘步行距离等 8 个变量对城市绿色出行环境进行衡量，变量描述如表 2 所示。

2 数据来源与样本特征

2.1 个体层面数据

本研究采用问卷方式获得一手数据。调查问卷分为两个部分：一部分是对被采访者的态度、信念、责任意识等心理变量的调查，该部分涉及的所有潜变量的测量都是在借鉴相关领域成熟量表的基础上归纳调整编制，问卷中潜变量测量题项用李克特五级量表进行设计；另一部分是对被采访者的性别、年龄、学历等社会经济属性的调查。在正式调查之前，共发放了 200 份调查问卷进行预调查，根据信效度分析判断问卷的合理性并进行修改，形成最终问卷。

正式调研由两个阶段组成。第一个阶段的问卷调查于 2017 年 9 月—10 月在北京、上海、广州、西安、武汉、昆明、沈阳等 7 个城市展开，共发出 1125 份调查问卷，有效问卷 1012 份，有效回收率为 90.0%。为了掌握不同出行环境下的绿色出行现状，课题组于 2019 年 8 月—9 月在南京、长沙、合肥、无锡、郑州、宁波、天津等另外 7 个城市展开第二次调研，共发出 1920 份调查问卷，有效问卷 1688 份，有效回收率为 87.9%。

2.2 城市层面数据

表 1 心理变量定义

潜变量	观测变量	
绿色出行意向	inten1	我日常上下班时，愿意选择公共交通来代替小汽车
	inten2	如果通勤(指上下班)距离较近，我愿意选择步行或自行车出行
	inten3	我愿意与别人拼车(如顺风车等)
	inten4	如果有班车，我愿意坐班车上下班(班车指通勤车，企业接送员工上下班或学校接送学生上下学的通勤车)
新环境范式	nep1	目前的人口总量正在接近地球能够承受的极限
	nep2	人类环境污染行为常常导致灾难性后果
	nep3	目前人类正在滥用和破坏环境
	nep4	动植物和人类有着一样的生存权

	nep5	自然界的平衡能力完全可以应付汽车尾气排放和能源消耗
	nep6	人类是受自然规律支配的
	nep7	所谓人类面临的“环境污染”是一种过分夸大的说法
	nep8	地球只有有限的空间和资源
	nep9	自然界的平衡是很脆弱的，很容易被打乱
	nep10	如果不重视环境污染问题，我们将很快遭受严重的环境灾难
后果意识	ac1	低碳环保出行可以减少环境污染和能源消耗
	ac2	汽车所释放的尾气会对老人和儿童的健康产生威胁
责任归属	ar1	政府和企业有责任减少环境污染
	ar2	每个人有责任使用低碳环保方式出行
	ar3	我有责任使用低碳环保方式出行
个人规范	pn1	我的价值观认为使用低碳环保方式出行是一种责任
	pn2	不管别人怎么做，我的价值观让我选择低碳环保方式出行
	pn3	低碳出行符合环保价值观
交通环境态度	att1	我认为通勤时(指上下班)使用低碳环保方式是一件非常正确的事情。
	att2	我认为交通出行对环境影响很大，我支持低碳环保方式上下班
	att3	我认为使用公共交通代替小汽车上下班是一件令人愉悦的事
社会规范	sn1	我周围的人支持我多使用低碳环保方式上下班
	sn2	环境保护的宣传会让我倾向于选择低碳环保方式上下班
	sn3	亲戚朋友认为我通勤时(指上下班)应当少使用私家车或出租车
感知行为控制	pbc1	公共交通完全可以满足我日常的通勤(指上下班)需求
	pbc2	我有很多的机会使用低碳环保方式通勤(指上下班)
	pbc3	我生活的环境采用低碳环保方式通勤(指上下班)很困难

鉴于大气污染主要对我国大城市(城市规模划分标准参考国务院于 2014 年 10 月 29 日印发的《关于调整城市规模划分标准的通知》)造成困扰^[29]，本研究两次调研所选城市皆为国家划定的大城市、特大城市和超大城市，涉及中国的东部、中部、西部地区，具有一定的代表性。本文选取了各城市 PM_{2.5} 浓度、人口密度、高峰拥堵延时指数、过剩通勤指数、每万人拥有出租车数量、公共交通出行用时、公共交通站点步行距离、公共交通出行平均换乘步行距离等变量对城市出行环境开展分析研究。

表 2 出行环境变量描述

变量	描述
PM _{2.5}	指环境空气中空气动力学当量直径小于等于 2.5 微米的颗粒物
人口密度	单位土地面积的人口数量，反映城市人口的密集程度
每万人拥有出租车数量	反映居民乘坐城市出租车的便利程度，计算方式为出租车数量与常住人口的比值
高峰拥堵延时指数	城市拥堵程度的评价指标，即城市居民平均一次出行实际行程时间与自由状态下行程时间的比值
过剩通勤指数	衡量城市职住分离的严重程度，计算方法为：(实际平均通勤距离-理论最小通勤距离)/实际平均通勤距离
公共交通平均出行时间	包括地面公交及地铁出行到站步行时间+乘车时间+换乘时间+离站步行时间
公共交通站点步行距离	数值为到站步行距离和离站步行距离的均值，可以侧面反映公共交通站点的可达性
公共交通出行平均换乘步行距离	每次有换乘的公共交通出行平均需要的换乘步行距离，多次换乘则为各次换乘步行距离之和

选取的环境变量中，人口密度和每万人拥有出租车数量的数据来源为各城市的统计年鉴、交通年鉴等官方权威数据；PM_{2.5}数据来源于中国空气质量在线监测分析平台；高峰拥堵延时指数数据来源于 2017 年《中国主要城市交通分析报告》和《2019 年 Q2 中国主要城市交通分析报告》，与个人数据的调查时间相对应。过剩通勤指数、公共交通出行用时、公共交通站点步行距离、公共交通出行平均换乘步行距离等数据来源于百度地图联合各大机构编制的《2018 年中国城市交通报告》。过剩通勤指数用来衡量城市职住分离的严重程度，过剩通勤指数=(实际平均通勤距离-理论最小通勤距离)/实际平均通勤距离，其中，理论最小通勤距离为在不改变目前城市结构的前提下，居民居住与就业最优组合下的通勤距离最小值。

2.3 样本特征

样本特征统计情况如表 3 所示，在 2700 份问卷中，男性与女性的比例分别为 44.2%与 55.8%，接近总体人口男女比例；年龄方面，因研究的是通勤者的出行行为，因此年龄在 18~45 岁之间的受访者占据大多数；受教育程度为本科及以上学历的受访者比例达 69.2%，因此需要注意研究结论对受教育程度低人群的代表性不高问题。就收入来看，月收入在 5000~7000 元区间的比例最高；是否拥有私家车的个体数量也大致持平，样本分布较为合理。

2.4 信效度分析

通过计算 KMO 值(Kaiser-Meyer-Olkin)和 Cronbach' s α 值检验整体问卷的可靠性以及稳定性。利用 SPSS 进行分析，得出问卷总体的 KMO 值为 0.946，Cronbach' s α 值为 0.903，均大于 0.9 的理想值，问卷具有良好的信度和效度。

表 3 样本社会经济属性统计组成表

属性		数据编码	样本数	百分比/%
性别	男	1	1193	44.2
	女	2	1507	55.8

年龄	18 岁以下	1	61	2.3
	18~30 岁	2	1426	52.8
	30~45 岁	3	983	36.4
	45~60 岁	4	203	7.5
	60 岁以上	5	27	1.0
收入	3000 元以下	1	615	22.8
	3000~5000 元	2	598	22.1
	5000~7000 元	3	670	24.8
	7000~10000 元	4	501	18.6
	10000 元以上	5	316	11.7
学历	初中及以下	1	110	4.1
	高中或中专	2	256	9.5
	大专	3	467	17.3
	本科	4	1622	60.1
	硕士及以上	5	245	9.1
拥有私家车	是	1	1110	41.1
	否	0	1590	58.9

运用统计软件对测量模型进行验证性因子分析。结果显示，测量模型的配适指标为： $\chi^2(406)=2381.770$ ，CFI=0.906，TLI=0.892，RMSEA=0.042，SRMR=0.045，各指标均在可接受范围内，测量模型拟合良好^[30]。

通过标准化因子载荷、组合信度 CR、平均变异萃取量 AVE 等指标检验每一个测量变量的信度与收敛效度^[31]。如表 4 所示，各潜变量与其题目之间的标准化因素载荷均达到显著水平，收敛效度 (AVE) 在可接受范围内。组成信度 (CR) 方面，除绿色出行意向、后果意识和感知行为控制略低于 0.7 外，其余潜变量均高于 0.7，组合变量信度较高。区别效度是指构面与构面之间的区分度，依照两变量 AVE 值的平方根大于两变量的相关系数来判定其区别效度是否存在^[32]。按照此方法，测量模型的区别效度得以验证。

3 实证结果分析

3.1 通勤者绿色出行行为决策过程分析

利用 Amos 软件对构建的理论框架进行验证，结果显示，基于 TPB 理论与 VBN 理论的整合模型拟合度良好，能够对绿色出行行为起到良好的解释作用。其中， $\chi^2(425)=3284.971$ ，卡方自由度比值大于理想值³。由于卡方值和自由度极易受到样本量的影

响，应当参考其他指标进行综合判断^[33]。GFI、AGFI、CFI 等拟合指标分别为 0.917、0.904、0.901，均大于理想值 0.9；RMSEA 的拟合指标为 0.05，小于理想值 0.08^[34]。整体而言，模型的外在质量良好。

根据上述研究建立结构方程模型，得到 SEM 模型结果如图 2 和表 5 所示，各路径假设均得到数据支持。

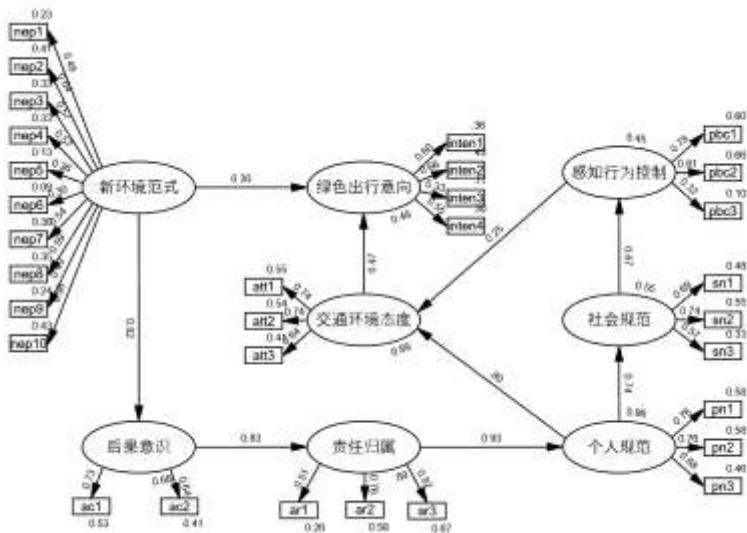


图 2 整合模型分析

表 4 信度与收敛效度分析表

潜变量	题目	因素载荷	参数显著性估计			组成信度	收敛效度
			标准误差	因素载荷/标准误差	显著性水平 P		
绿色出行意向	inten1	0.619	0.020	31.439	***	0.620	0.301
	inten2	0.651	0.021	31.219	***		
	inten3	0.322	0.024	13.539	***		
	inten4	0.542	0.024	22.658	***		
新环境范式	nep1	0.476	0.020	23.747	***	0.790	0.283
	nep2	0.641	0.019	34.036	***		
	nep3	0.572	0.019	29.428	***		
	nep4	0.572	0.020	28.022	***		
	nep5	0.356	0.025	14.214	***		
	nep6	0.302	0.024	12.372	***		

	nep7	0.542	0.023	23.174	***		
	nep8	0.592	0.022	27.509	***		
	nep9	0.489	0.020	25.030	***		
	nep10	0.658	0.020	33.667	***		
后果意识	ac1	0.715	0.020	36.512	***	0.625	0.455
	ac2	0.632	0.021	30.588	***		
责任归属	ar1	0.510	0.024	21.484	***	0.753	0.513
	ar2	0.770	0.016	48.772	***		
	ar3	0.828	0.012	66.262	***		
个人规范	pn1	0.757	0.015	51.967	***	0.776	0.536
	pn2	0.758	0.016	47.902	***		
	pn3	0.678	0.015	45.513	***		
交通环境态度	att1	0.742	0.014	51.986	***	0.752	0.504
	att2	0.741	0.015	48.560	***		
	att3	0.642	0.016	40.405	***		
社会规范	sn1	0.705	0.017	40.848	***	0.714	0.457
	sn2	0.731	0.018	39.768	***		
	sn3	0.583	0.021	27.472	***		
感知行为控制	pbc1	0.773	0.016	49.059	***	0.695	0.459
	pbc2	0.818	0.016	51.865	***		
	pbc3	0.331	0.025	13.469	***		

表 5 SEM 路径系数及假设检验结果

因变量	自变量	路径系数	标准误差	路径系数/标准误差	显著性水平 P	假设
绿色出行意向	交通环境态度	0.471	0.029	16.429	***	支持
	新环境范式	0.300	0.030	9.879	***	支持
交通环境态度	个人规范	0.799	0.016	50.905	***	支持

	感知行为控制	0.245	0.020	12.261	***	支持
感知行为控制	社会规范	0.672	0.017	40.209	***	支持
社会规范	个人规范	0.744	0.014	52.799	***	支持
个人规范	责任归属	0.925	0.008	120.361	***	支持
责任归属	后果意识	0.830	0.012	69.983	***	支持
后果意识	新环境范式	0.823	0.013	65.137	***	支持

由表 5 可以看出,新环境范式(0.823, $P<0.001$) (数值为标准化路径系数及显著性水平 P ,下同)、后果意识(0.830, $P<0.001$)、责任归属(0.925, $P<0.001$)与个人规范依然呈现 VBN 理论中层层影响的推进关系。该因果链的成立结果与其他亲环境行为的研究相同,如生物多样性的保护^[35]、水资源的合理利用^[36]等。人们对环境承载能力有限性的肯定,使其考虑不良行为带来的后果,从而内化为自身的责任感,并对个人行为起到了规范作用。与 Bamberg 等^[37]的研究结果类似,个人规范作为整合模型中连接 TPB 理论与 VBN 理论的中间变量,对社会规范起到显著的正向驱动作用。当个体“严于律己”,对自身行为约束性较强时,其对来自参照群体的压力愈加敏感,绿色出行行为发生的概率愈大。同时,当周围人对绿色交通消费积极倡议并身体力行时,个人感受到他人或者社会给予的压力,提升了对绿色交通出行的有利条件的感知,进而正向影响感知行为控制。社会规范与感知行为控制的该种影响关系与 Valkila & Saari^[38]的研究结果相同。

个人规范(0.799, $P<0.001$)与感知行为控制(0.245, $P<0.001$)作为直接影响交通环境态度的变量,前者是行为发生的内在动机,后者是对行为发生的外在条件的评估。这一点也验证了行为学的有关观点,即一项活动的有效完成是动机和能力共同作用的结果^[39]。人们对于自身行为的要求越高、感受到的行为阻力越小,关于绿色出行行为的态度就会越积极,落实到具体行动的可能性就会越大,往往会表现出较高的绿色出行意向。

交通环境态度(0.471, $P<0.001$)对绿色出行意向的直接作用与多数已有研究相同,即环保态度越积极,个体采取绿色交通出现方式的意向就越强烈^[40-41]。除此之外,新环境范式(0.300, $P<0.001$)对绿色出行意向也存在显著正向影响,对环境和资源的正确认识有利于出行者选择绿色的出行方式,该结果与部分已有研究有所差别,有国外学者认为,新环境范式与行为之间的直接关系并不强烈,较多地受到其他变量的调节作用^[42]。

3.2 基于环境异质性的绿色出行行为分析

(1) 城市分组研究。

对城市环境各指标进行主成分分析,以特征根大于 1 为标准可提取出 3 个公因子,其累计方差贡献率达到 82.30%,已有较好的解释效果,正交旋转后的成分矩阵如表 6 所示。

表 6 旋转成分矩阵表

变量	因子		
	城市环境因子	交通状态因子	公交服务因子

PM _{2.5}	0.805	0.384	0.082
人口密度	0.854	-0.319	-0.025
过剩通勤指数	0.648	0.632	-0.245
每万人拥有出租车数量	0.054	0.929	0.160
高峰拥堵延时指数	-0.005	0.827	-0.203
平均出行时间	-0.060	-0.455	0.825
站点步行距离	0.156	-0.085	0.875
换乘步行距离	-0.183	0.263	0.814

因子 1 由城市的 PM_{2.5}、人口密度和过剩通勤指数组成，能够在一定程度描述城市建成环境和城市职住布局的合理性，尤其是 PM_{2.5} 对于步行、自行车等运动型出行方式具有重要影响。因子 2 包括高峰拥堵延时指数和每万人拥有出租车数量两个变量，描述城市道路交通运行状态，指向交通领域。但考虑到出租车在通勤中占比不高，该因子与绿色出行行为关系的直接性不强。因子 3 由衡量公共交通工具(含公交和地铁)服务便捷程度的指标组成，是衡量绿色出行环境最为直接的变量，反映了绿色出行的可获得性。根据上述分析，将 3 个因子分别命名为城市环境因子、交通状态因子和公交服务因子。

利用上述 3 个因子，进一步采用 K-means 聚类法对 14 个城市进行聚类分析，将研究城市分为两组。第一组包括南京、北京、上海、广州、昆明、沈阳 6 个城市，共计 973 个样本；第二组包括长沙、合肥、武汉、西安、宁波、天津、无锡、郑州 8 个城市，共计 1727 个样本。两组样本的人口统计情况相当，就社会经济属性来说，两群组人口分布情况类似，男女比分别为 0.74 和 0.82，年龄在 18~45 岁的占据大多数，本科学历居多。受访人群分布区间合理，两群组研究样本的代表性较好。

就城市环境来说，分组城市的描述性统计如表 7 所示。组 1 城市的城市环境因子数值较低，即空气质量较好，人口密度较小，城市职住分离的严重程度较低，交通状态和公交服务较好，组 2 城市反之。据此，将两组类型城市分别命名为有利绿色出行环境和不利绿色出行环境。

(2) 多样本 SEM 分析。

多样本 SEM 分析的目的在于检验同一个理论模型是否适用于不同的样本，审视假设模型的配适情况，并有针对性地对不同群体展开分析和研究。第一个阶段由全样本估计所得的良好拟合模型为基础，进一步分为不同样本，进行个别样本的 SEM 分析。全模型结果显示(表 8)，整体样本和分组样本拟合度理想，可进行跨样本的比较。第二个阶段由前一个阶段的检验构建多样本结构方程模型，对城市交通状况的调节作用进行检验。本文利用形态、测量模型以及结构模型的一致性检验进行分析^[43]。

步骤 1：形态一致性检验。

形态一致性检验是检验路径图的“外观”在不同群组是否具有-致性，模型中不限制任何参数跨群组等值。根据表 8 中 M1 结果，各拟合指数均通过检验，说明该模型适用于描述不同城市环境的消费者出行选择模式，可继续进行多组比较。

步骤 2：测量一致性检验。

测量一致性检验是指测验工具或评量方法施于不同的对象，测验分数或者评量结果应具有一定的恒等性^[44]。也就是说，绿色出行行为潜变量的测量题项分数与尺度对于受访者来说具有同样的意义。如表 8 中 M2 数据显示，卡方差异值检验达到 0.05 显著水平，因素不变性不成立。为检验是哪个潜变量的因子载荷在组间存在显著差异，通过参数配对的方法，将临界比率值(CR 值)设置为 1.96^[45]。结果显示 6 项观测变量存在组间差异，且 pbc3 在两群组中存在的差异最为显著(表 9)，该题项测试的是城市居民生活的环境采用低碳环保方式通勤的困难程度，与我们的分组依据相对应，因此在两组中存在差异。

表 9 两组潜变量测量差异的来源

观测变量	标准化因子载荷		CR
	组 1	组 2	
pbc3	0.432	0.253	-5.03
inten4	0.474	0.589	2.74
att2	0.713	0.750	2.55
nep7	0.568	0.544	-2.40
pn1	0.740	0.773	-2.30
nep6	0.363	0.262	-2.30

步骤 3：结构一致性检验。

表 7 分组城市描述性统计分析

组别	城市数量	因子	均值	最小值	最大值	标准差	方差	偏度		峰度	
								统计	标准误差	统计	标准误差
组 1：有利绿色出行环境	6	城市环境因子	-0.522	-1.171	0.072	0.459	0.210	-0.403	0.845	-0.841	1.741
		交通状态因子	0.687	-0.167	2.341	0.934	0.873	1.233	0.845	1.563	1.741
		公交服务因子	-0.074	-1.771	1.550	1.153	1.329	-0.123	0.845	-0.057	1.741
组 2：不利绿色出行环境	8	城市环境因子	0.392	-1.123	2.276	1.139	1.298	0.244	0.752	-0.289	1.481
		交通状态因子	-0.515	-1.598	0.507	0.725	0.525	-0.321	0.752	-1.116	1.481
		公交服务	0.055	-1.397	1.536	0.949	0.900	0.022	0.752	-0.371	1.481

		因子									
--	--	----	--	--	--	--	--	--	--	--	--

表 8 多样本 SEM 模型拟合优度检验

全模型(阶段一)	χ^2	df	$\Delta \chi^2$	Δdf	ΔP	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
全体样本	3284.971	425	—	—	—	0.901	0.891	0.050	0.0473
组 1 样本	1637.312	425	—	—	—	0.886	0.875	0.054	0.0549
组 2 样本	2285.935	425	—	—	—	0.899	0.890	0.050	0.0477
多群组模型(阶段二)	χ^2	df	$\Delta \chi^2$	Δdf	ΔP	ΔCFI	ΔTLI	RMSEA	SRMR
M1: 形态一致性检验	3923.347	850	—	—	—	0.894	0.884	0.037	0.0549
M2: 测量一致性检验	4003.611	873	80.264	23	0.000	-0.002	0.001	0.036	0.0560
M3: 结构一致性检验	4030.358	882	26.746	9	0.002	0.000	0.001	0.036	0.0568

结构一致性检验限定了潜变量之间的回归系数，以检验模型中各路径在不同样本中的适用情况。根据表 8 中 M3 数据显示，卡方差异值达到显著水平，结构模型与对比模型差异显著，群组之间存在路径差异。为深入探究具体差异所在，同样通过 CR 值判定组间差异来源，如表 10 所示。结果发现显著差异存在于以下 3 条路径：交通环境态度→绿色出行意向、新环境范式→绿色出行意向、感知行为控制→交通环境态度，其临界比(CR)的绝对值依次为 3.14、2.56 和 2.42，均大于 1.96。

表 10 绿色出行行为路径系数组间比较

路径	标准化路径系数		CR
	有利绿色出行环境	不利绿色出行环境	
交通环境态度→绿色出行意向	0.599***	0.405***	-3.14
新环境范式→绿色出行意向	0.160**	0.358***	2.56
感知行为控制→交通环境态度	0.298***	0.217***	-2.42
社会规范→感知行为控制	0.664***	0.679***	1.93
责任归属→个人规范	0.933***	0.920***	1.86
个人规范→社会规范	0.733***	0.751***	-1.83
后果意识→责任归属	0.861***	0.819***	-1.76
个人规范→出行态度	0.777***	0.810***	-1.01
新环境范式→后果意识	0.788***	0.843***	0.94

4 讨论与结论

4.1 讨论

结构模型在不同样本间是否等同,实质上是一种调节效应的概念^[44]。在本研究中,结构一致性检验未通过,则证明了城市出行环境对绿色出行意向的调节作用是存在的。从模型路径系数组间比较可以看出,差异最为显著的路径为新环境范式→绿色出行意向,有利绿色出行环境的路径系数远低于不利绿色出行环境($0.160 < 0.358$)。另外,交通环境态度→绿色出行意向和感知行为控制→交通环境态度等 2 条路径有显著性差异,并呈现共同特点,即有利绿色出行环境的路径系数大于不利绿色出行环境的路径系数($0.599 > 0.405$, $0.298 > 0.217$)。

在不利绿色出行环境的模型中,新环境范式对绿色出行意向的贡献更大,换言之,不利绿色出行环境中的城市居民能够表现出较高的环保价值观和更强烈的绿色出行意向。这说明城市空气质量、交通拥堵等环境的恶化,使居民受到伤害,进一步增强了居民的环保意识,更加接受新环境范式,即人应该与自然和谐相处,并且保护它。该结果与《2019 年 Q2 中国主要城市交通分析报告》中的大数据结果相契合,报告中“绿色出行意愿指数”名列前十的城市,其交通健康指数大都处于中下游水平。

相比不利绿色出行环境城市,在有利绿色出行环境的城市,出行者的绿色出行意愿更多受到个人规范、社会规范和感知行为控制所影响的交通环境态度支配,而新环境范式的影响减弱。由此可以看出,对于不利绿色出行环境的群体来说,绿色出行意向的动力更多来自自身环保意识的强化,而有利绿色出行环境的群体其绿色出行意向更多来自个人和社会的行为规范。

当然,所有组群模型都揭示了出行者是否落实到具体的绿色出行行为仍要考虑出行条件的制约,例如出行者乘坐公共交通工具的便利性、金钱成本和时间成本都会影响其行为选择。直观比较不同城市出行环境对绿色出行意向的影响,组 1 愿意日常上下班时选择公共交通来代替小汽车的绿色出行意向大于组 2(组 1 均值为 3.91,组 2 为 3.77),即公交服务好的城市,居民也更愿意乘坐公交出行。

4.2 结论

本研究基于 TPB 和 VBN 理论构建了个体绿色出行行为决策过程分析模型,基于 2700 份来自中国 14 个城市调查数据所开展的实证研究表明,该模型能有效揭示绿色出行意向的形成机理。在此基础上,通过主成分分析和聚类分析划分为有利和不利绿色出行环境的 2 组样本,并运用多样本结构方程模型对不同城市出行环境对绿色出行行为的影响展开对比分析。主要研究结论如下:

(1)通勤者绿色出行行为是“利己”和“利他”要素综合决策的结果,各潜变量对绿色出行意愿的影响路径在不同城市出行环境样本中没有改变,都呈现新环境范式和交通环境态度对绿色出行意向具有直接影响,新环境范式、后果意识、责任归属与个人规范具有层层影响的推进关系,并通过个人规范和感知行为控制作用于交通环境态度。

(2)城市出行环境对绿色出行决策有明显影响。潜变量的作用路径相同,但有利绿色出行城市环境组与不利绿色出行城市环境组之间,交通环境态度→绿色出行意向、新环境范式→绿色出行意向和感知行为控制→交通环境态度 3 条路径的标准化路径系数具有明显差异。

(3) $PM_{2.5}$ 浓度高、城市拥堵等不利环境中的城市居民能够表现出较高的环保价值观和更强烈的绿色出行意愿,且其绿色出行意向的动力更多来自自身环保意识的强化,而有利绿色出行环境中的居民其绿色出行意向动力更多来自个人和社会的行为规范。

以上结论具有明显的启示作用:正视环境破坏的事实并强化其影响宣传,人类能够从不断恶化的环境中感受痛苦和教训,

并产生更强烈的环保意识；在正确的政策引导和完善的服务设施下，人们能形成更理性的绿色消费行为，从而减缓碳排放进程，避免公地悲剧的结局。

参考文献：

- [1]国际能源署.世界能源展望 2017 中国特别报告[M].北京：国际能源署，2018.
- [2]杨永明.2019 全球主要能源展望报告对比与启示[J].新能源经贸观察，2019(Z1)：70-83.
- [3]Rodríguez D A, Joo J. The relationship between non-motorized mode choice and the local physical environment[J]. Transportation Research Part D:Transport and Environment, 2004, 9(2):151-173.
- [4]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].地理学报，2015(10)：1664-1674.
- [5]柴彦威，张雪，孙道胜.基于时空间行为的城市生活圈规划研究——以北京市为例[J].城市规划学刊，2015(3)：61-69.
- [6]刘吉祥，周江评，肖龙珠，等.建成环境对步行通勤通学的影响——以中国香港为例[J].地理科学进展，2019(6)：807-817.
- [7]李杨.基于扎根理论的城市居民绿色出行影响因素分析[J].社会科学战线，2017(6)：265-268.
- [8]Pikora T, Giles-Corti B, Bull F, et al. Developing a framework for assessment of the environmental determinants of walking and cycling[J]. Social science & medicine, 2003, 56(8):1693-1703.
- [9]李小聪，刘惠.城市居民低碳出行行为决策影响因素模型研究[J].城市管理与科技，2018(4)：51-53.
- [10]Schwanen T, Dieleman F M, Dijst M. Travel behaviour in Dutch monocentric and policentric urban systems[J]. Journal of Transport Geography, 2001, 9(3):173-186.
- [11]卢冠乔，谭晨曦，冯雨云.成都市城市居民低碳出行影响因素及其政策导向[J].管理观察，2019(10)：47-48.
- [12]郭亮，黄博，王冠.基于绿色出行的城市街区影响机理及布局模式研究[J].规划师，2017(10)：115-122.
- [13]李鹏，江书平，曹秀芬.低碳试点城市居民自行车出行影响因素研究——以保定市为例[J].调研世界，2017(12)：23-27.
- [14]陈凯，梁皓凯.居民绿色出行的差异来源与表现——以北京市为例[J].软科学，2016(11)：109-113.
- [15]Nordlund A M, Garvill J. Effects of values, problem awareness, and personal norm on willingness to reduce personal car use[J]. Journal of Environmental Psychology, 2003, 23(4):339-347.
- [16]崔枫，张琰.城市居民低碳出行意向的影响因素[J].城市问题，2017(11)：96-103.
- [17]陈月霞，陈龙，查奇芬，等.基于低碳心理潜变量 Logit 模型的出行方式预测模型[J].公路交通科技，2017(9)：100-108，137.

-
- [18]刘宇伟. 可持续交通中的汽车出行减量意愿研究: 一个整合的模型[J]. 管理评论, 2017(6): 234-241.
- [19]Jakovcevic A, Steg L. Sustainable transportation in Argentina: Values, beliefs, norms and car use reduction[J]. Transportation Research Part F: Psychology and Behaviour, 2013, 20:70-79.
- [20]Lind H B, Nordfjærn T, Jørgensen S H, et al. The value-belief-norm theory, personal norms and sustainable travel mode choice in urban areas[J]. Journal of Environmental Psychology, 2015, 44:119-125.
- [21]和占琼, 姜玉婷, 何明卫. 城市通勤者低碳出行选择研究——基于 TPB 与 VBN 整合模型[J]. 干旱区资源与环境, 2019(4): 89-95.
- [22]Bas D G, Ilse D B, Caroline J, et al. Psychosocial and environmental factors associated with cycling for transport among a working population[J]. Health Education Research, 2008, 23(4):697-708.
- [23]Panter J R, Jones A. Attitudes and the environment as determinants of active travel in adults: What do and don't we know?[J]. Journal of Physical Activity and Health, 2010, 7(4):551-561.
- [24]张晓杰, 胡侠义, 王智奇. 价值—信念—规范理论: 公众环保行为研究的新框架[J]. 井冈山大学学报(社会科学版), 2017(4): 33-40.
- [25]陈文涛, 葛幼松. 低碳视角下道路环境对出行选择的影响机制——基于多项 Logit 模型的实证研究[J]. 生态经济, 2018(1): 37-42.
- [26]Ingvardson J B, Nielsen O A. The relationship between norms, satisfaction and public transport use: A comparison across six European cities using structural equation modelling[J]. Transportation Research Part A: Policy and Practice, 2019, 126:37-57.
- [27]张清, 陶小马, 杨鹏. 居民出行方式选择与客运交通低碳化研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2013(6): 21-28.
- [28]吴明隆. 结构方程模型: AMOS 的操作与应用[M]. 重庆: 重庆大学出版社, 2009: 8-20.
- [29]杨宝路, 冯相昭, 邹骥. 我国绿色出行现状分析及对策探讨[J]. 环境保护, 2013(23): 39-40.
- [30]Chang M K. Predicting unethical behavior: A comparison of the theory of reasoned action and the theory of planned behavior[J]. Journal of Business Ethics, 1998, 17(16):1825-1834.
- [31]Anderson J C, Gerbing D W. Structural equation modeling in practice: A review of and recommended two-step approach[J]. Psychological Bulletin, 1988, 103(3):411-423.
- [32]Churchill G A. A paradigm for developing better measures of marketing constructs[J]. Journal of Marketing Research, 1979, 16(1):12-27.
- [33]Wheaton B. Assessment of fit in overidentified models with latent variables[J]. Sociological Methods &

Research, 1987, 16(1):118-154.

[34]Han H. Travelers' pro-environmental behavior in a green lodging context:Converging value-belief-norm theory and the theory of planned behavior[J]. Tourism Management, 2015, 47:164-177.

[35]Johansson M, Rahm J, Gyllin M. Landowners' participation in biodiversity conservation examined through the value-belief-norm theory[J]. Landscape Research, 2013, 38(3):295-311.

[36]Harzallah I M. Application of value beliefs norms theory to the energy conservation behavior[J]. Journal of Sustainable Development, 2010, 3(2):129-139.

[37]Bamberg S, Hunecke M, Blöbaum A. Social context, personal norms and the use of public transportation:Two field studies[J]. Journal of Environmental Psychology, 2007, 27(3):190-203.

[38]Valkila N, Saari A. Attitude - behaviour gap in energy issues:Case study of three different finnish residential areas[J]. Energy for Sustainable Development, 2013, 17(1):24-34.

[39]郭国庆. 市场营销学通论[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2017: 92-98.

[40]Golob T F, Hensher D A. Greenhouse gas emissions and Australian commuters' attitudes and behavior concerning abatement policies and personal involvement[J]. Transportation Research Part D:Transport and Environment, 1998, 3(1):1-18.

[41]Anable J, Gatersleben B. All work and no play?The role of instrumental and affective factors in work and leisure journeys by different travel modes[J]. Transportation Research Part A:Policy and Practice, 2005, 39(2-3):163-181.

[42]Poortinga W, Steg L, Vlek C. Values, environmental concern, and environmental behavior:A study into household energy use[J]. Environment and Behavior, 2004, 36(1):70-93.

[43]Cheung G W, Rensvold R B. Testing factorial invariance across groups:A reconceptualization and proposed new method[J]. Journal of Management, 1999, 25(1):1-27.

[44]邱皓政, 林碧芳. 结构方程模型的原理与应用[M]. 北京: 中国轻工业出版社, 2009: 299-344.

[45]Byrne B M, Shavelson R J, Muthén B O. Testing for the equivalence of factor covariance and mean structure:The issue of partial measurement invariance[J]. Psychological Bulletin, 1989, 105(3):456-466.