

引用格式:方芴,周玉娇.不同类型流动人口的环境友好行为差异:论生活方式的中介作用[J].资源科学,2021,43(11):2303-2315. [Fang X, Zhou Y J. Environmental-friendly behaviors of different floating population groups: The mediation effect of lifestyle [J]. Resources Science, 2021, 43(11): 2303-2315.] DOI: 10.18402/resci.2021.11.13

不同类型流动人口的环境友好行为差异 ——论生活方式的中介作用

方 芴,周玉娇

(中山大学社会学与人类学院,广州 510275)

摘 要:随着中国流动人口的数量激增和类型多样化,研究其环境友好行为对生态文明建设和美丽中国建设具有重要的现实意义。本文使用CGSS2013数据,探讨3类流动人口(农业户籍乡城流动、非农户籍乡城流动和城城流动)的环境友好行为差异,分析两类生活方式(消费和闲暇)的中介作用,并运用倾向值匹配法做稳健性检验。结果表明:①乡城流动人口的两类(私人 and 公共)环境友好行为均显著好于农村本地人口,城城流动人口的两类环境友好行为与城市本地居民没有显著差异。②流动人口对私人环境友好行为的影响部分存在两类生活方式的中介作用,对公共环境友好行为的影响则完全通过两类生活方式的中介作用产生;③在考虑了流动人口的样本选择性偏差问题后,农村人口的迁移决策依然会使得私人环境友好行为更好。总之,流动使人们脱离原有环境价值体系,通过生活方式改变,环境友好行为得到提升,这对中国生态环境优化有积极意义。

关键词:环境友好行为;生活方式;人口流动;倾向值匹配;中介效应

DOI :10.18402/resci.2021.11.13

1 引言

随着城镇化进程和户籍制度改革,中国已经进入“大流动时代”。第七次人口普查公报结果显示,中国流动人口已达3.76亿;人口流动趋势不仅体现在乡城流动中,城市间流动的增长速度亦不容小觑。大量流动人口从乡村涌入城市,从落后地区流向发达地区以及在城市间的水平流动,客观上对城市环境带来了压力和影响^[1]。为消解城市压力,更好地建设生态文明城市,需要流动人口发挥主观能动性,提升其自身的环境理念和环境友好行为。现有研究发现随着来自不发达地区的移民接受迁入地区文化规范,他们的环境友好行为会逐渐提高^[2]。促进流动人口成为城市生态建设的行动者,不但有利于减轻城市发展中的生态环境压力,

还对于农村和落后地区的生态文明建设有积极的意义。因此厘清不同类型的流动人口形成环境友好行为的影响因素,分析流动人口环境友好行为的影响机制,成为落实生态文明建设的重要议题。

相较于本地居民,流动人口在城市的工作和生活存在“本地化”过程,生活方式的城市化是否会形塑其环境友好行为?这需要我们进一步探讨。国内现有研究显示学者已经开始关注人口流动与环境友好行为之间的关系,对如何提升流动人口的环境友好行为进行了有价值的探索。但是关注的主体仅限于乡城流动人口,研究问题局限在挖掘提升环境友好行为的个别影响因素。例如乡城流动群体住房条件改善和城市融合程度提升对环境友好行为的影响^[3],城市融入对农民工环保行为的影响^[4]。

收稿日期:2021-02-21,修订日期:2021-06-17

基金项目:国家社会科学基金项目(16CSH021)。

作者简介:方芴,女,湖南平江人,副教授,博士生导师,研究方向为环境健康风险社会认知,科学技术与环境、能源与环境风险治理等。

E-mail: xiangfang01@hotmail.com

通讯作者:周玉娇,女,海南海口人,博士研究生,研究方向为人口环境与健康。E-mail: 917082789@qq.com

但对于占比越来越高的城城流动人口关注较少,且忽视了生活方式改变所带来的环境友好行为变化。基于此,本文在人口流动的大背景下,根据CGSS2013调查数据测量流动人口指标内在的异质性,拓展人口流动与居民环境友好行为之间的关系;并深入探究这一路径实现的过程和影响机制。

本文的创新点体现在以下两个方面:①首次将城城流动人口的环境友好行为纳入考量。并区分乡城流动人口内部异质性,按照户口是否发生变动划分为农业户籍的乡城流动人口和非农户籍的乡城流动人口。这有利于系统地把握流动人口环境友好行为的内在差异,为城市生态文明建设提供针对性方案;②将流动人口城市融入的测量细化到其日常生活当中,从闲暇和消费的角度考察了导致流动群体环境友好行为差异的原因。

2 文献综述与问题提出

2.1 人口流动与环境友好行为

环境友好行为(Pro-Environmental Behavior)指个体有意识地通过降低能源消耗、有毒物质的使用和废物产生等方式来减少对自然和人造世界的负面影响^[5]。它是一种人类将环境意识付诸到行为层面,并对生态环境产生影响的行动^[6],大部分学者将其界定在积极正面的意义上,例如垃圾分类、低碳出行和废物利用等,强调行动者去解决和预防环境问题的责任感和主动性。环境友好行为可划分为“公共”和“私人”两个领域,前者指个人的一些日常环保习惯行为^[7],后者指个人作为责任公民需履行的社会公共环保行为^[8]。

目前针对流动人口的环境行为差异研究还比较少,国外研究者按照迁移目的区分了经济性迁移和舒适性迁移(Amenity Migration),研究这两类迁移者环境友好行为和当地居民的区别。来自环境友好行为不发达地区的移民表现出比当地居民更差的环境行为^[9],但随着移民接受迁入国文化规范,这种差异会逐渐消失。Stocks等^[10]比较了在环境舒适乡村的迁入人口与本地居民的环境行为,前者注重大规模的环境过程,如重建自然生态系统;后者主要从事如垃圾回收等较小规模的活动。

由于中国长期处在城乡户籍二元分割的社会

结构中,乡城流动仍是最重要的流动方式。因此国内学者对流动人口环境友好行为的研究仍集中于乡城流动人口上,尤其是城市融入对进城农民工环境行为(或环保行为、绿色消费行为)的影响。总体来说,城镇化对农民工的环保行为有正向作用,城市融合程度越高,农民工的环境友好行为也越积极^[11]。何兴邦等^[12]进一步将环境友好行为细分为私领域和公共领域,结果表明,进城农民工的私领域环境友好行为有很大提升,但公共领域环境友好行为提升较小。也有学者用身份认同这个指标来测量乡城流动者的环境友好行为^[4],发现“农转非”流动人口的环境友好行为优于农村户籍流动人口。

综上所述,以往研究在探讨流动与环境友好行为的关系时,将研究主体限制在乡城流动的范围内,而忽略了城城流动人口。而实际上,2010年城城流动人口占总流动人口的21%,2016年这一占比提高到了30%,其重要性不容忽视。并且相较于乡城流动人口,城城流动人口文化程度高,职业较为高端^[13]。我们认为,由于生活环境、环保理念以及文化价值的差异,乡城流动人口与城城流动人口的环境友好行为变化很有可能存在较大差异。

2.2 生活方式与环境友好行为

生活方式指在一定的社会条件制约下和价值观念指导下,人们所形成的满足自身生活需要的全部活动形式与行为特征体系。可分为广义和狭义两个方面,从广义上看,其研究内容包括劳动生活、政治生活、物质消费生活、闲暇和精神文化生活、宗教生活等广阔领域;而从狭义上则把生活方式限定在日常生活领域,包括物质消费、闲暇、家庭生活和精神文化方面^[14]。在此基础上有学者进一步探讨了城市生活方式,把狭义上的城市生活方式缩小在闲暇和消费方式上^[15]。由于本文研究的流动人口其现居地均为城市,且环境友好行为与其日常生活关系密切,因此将生活方式定位在狭义城市生活方式上,主要关注流动人口的闲暇和消费方式如何影响其环境友好行为的变化。

以往研究概括了狭义城市生活的主要特点:①中国城市消费方式由生活性转向精神性和享受性,炫耀性消费增多。消费水平趋向高质量、高品位,

2021年11月

突显出对“个性”和“风格”的追求。特定群体的生活方式与消费选择之间存在关系^[16],用经济资本转化为文化资本的方式来获取社会地位。例如为了体现精英的品味,消费者会选择购买绿色环保产品^[17],炫耀性消费转向炫耀性绿色消费^[18]。②闲暇生活具有自主性、活跃性的特点,呈现出多元、精彩、富有活力的景象。市民生活从“静态”走向“动态”。休闲成为大众的普遍需求,而非上层阶级的特权,其方式更加多样化^[19]。既包括对商业休闲设施和服务的消费如看电影、逛街购物、观看比赛等,也包括对旅游、登山、徒步等连接人与生态环境的绿色休闲方式的选择,很好地将自然环境融合到日常生活之中。

现有研究分析了乡城流动人口的消费方式、休闲方式变化及其原因。从乡城流动人口的生活方式总变化趋势上看,农村人口流向城市后闲暇、消费方式和社会交往都会发生“城市化”转变,他们闲暇时间的活动形式日益多样化,活动方式日益文明化;从满足基本生存的消费迈向关注精神文化和娱乐服务方面的消费;并逐步向开放型的社会交往生活方式转变^[20]。细分其内部差异,则发现农业户籍人口与农转非人口、城市人口在消费方式和闲暇上都存在显著不同。探究乡城流动人口生活方式变化的原因,从直接原因上看,这种变化是由于经济地位和社会地位的改变带来的^[21];而受教育水平是影响农民工生活方式转变的重要间接因素,研究者认为拥有较高文化水平的乡城流动人口更容易消除生活陋习和提高审美层次,最终影响消费和闲暇生活方式的转变。

因此在现代工业社会的背景下我们可以总结出:生产方式带来生活方式的变化,流动人口的生活方式则随着生产方式变化有了很大改变,而生活

方式的变化更多的通过与日常生活相关的衣食住行等消费行为和休闲方式得以表现。流动人口在进入城市后更多的适应和融入城市的生活方式,环境友好行为也趋向与主流城市人群保持一致^[4]。在城市之间流动的人口生活方式在本身已有的城市生活方式的基础上,因教育程度、工作能力、收入等因素的提升而获得了更多消费上的选择自由和对“个性”和“风格”的追求。他们更有可能把绿色友好的环境行为作为一种文化上的生活追求,甚至形成与发达国家城市居民相类似的把环境友好的消费行为作为一种生活选择、价值观和生活理念。

但目前关于流动人口对环境行为的影响因素仍主要集中在社会融入方面,而测量社会融入的指标仍然局限于社会经济层面,尚未深入到个人的日常生活变化。本文认为流动人口休闲生活方式以及消费生活方式的转变将会促进其环境友好行为的提升(图1)。

基于以上的文献综述和概念梳理本文提出两个研究问题:①在“人口大流动”的背景下不同类型的流动人口(乡城流动、城城流动)的环境友好行为相对于本地居民(农村本地居民、城市本地居民)呈现出的特征与区别。②狭义上的城市生活方式作为区别不同群体行为特征的概念对流动人口和本地居民的环境友好行为的影响。

3 数据说明、变量和研究方法

3.1 数据说明

本文选取了2013年中国综合社会调查(CGSS)数据进行实证分析,该数据始于2003年,由中国人民大学中国调查与数据中心负责执行。它系统、全面地收集社会、社区、家庭、个人多个层次的数据,覆盖全国28个省份(因数据缺失,不包括海南、新疆、西藏和港澳台地区)的478个村居。该数据选用

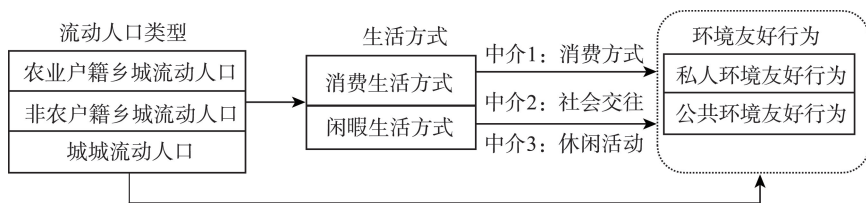


图1 流动人口环境友好行为分析框架

Figure 1 An analytical framework of environmental-friendly behaviors among floating population

了严密的分层三阶段概率抽样以确保样本的代表性和科学性,其调查对象为16岁及以上的人群,得到11438个有效样本。针对所选取的变量对缺失值进行处理后本文的总样本个数为9040个。

3.2 变量设置

3.2.1 因变量

本文测量的因变量为私人环境友好行为和公共环境友好行为,我们在CGSS2013年的问卷中选取了对“我们想了解一下,在最近的一年里,您是否从事过下列活动或行为?”这一问题的回答作为测量指标,该问题是由10个子问题组成的量表。参照以往研究的因子分析结果^[7],本文将1-4项和第6项作为私人环境友好行为的指标,这5个子问题分别是“垃圾分类投放”“与自己的亲戚朋友讨论环保问题”“采购日常用品时自己带购物篮或购物袋”“对塑料包装袋进行重复利用”和“主动关注广播、电视和报刊中报道的环境问题和环保信息”。第5项和7-10项则作为公共环境友好行为的指标,5个子问题分别为“为环境保护捐款”“积极参加政府和单位组织的环境宣传教育活动”“积极参加民间环保团体举办的环保活动”“自费养护树林或绿地”和“积极参加要求解决环境问题的投诉、上诉”。对每一个子问题中的回答进行赋值,“从不参加”取值为0,“偶尔参加”取值为1,“经常参加”取值为2。将指标分别进行累加得到私人环境友好行为和公共环境友好行为得分,取值范围均为[0, 10]。得分越高,代表越践行环境友好行为。

为了测量这两个指标的内部一致性,本文计算了克隆巴哈系数,Alpha值分别为0.67和0.76,前者在可接受的范围内,而后的分量表具有较好的内部一致性。结果显示,私人环境友好行为的样本平均得分比公共环境友好行为高得多,前者为4.30,比后者的0.94高出3.36。

3.2.2 自变量

本文的自变量为人口流动类别,我们将人口划分为本地户籍人口和流动人口,前者指户口在农村(城市)且本人也留在农村(城市)的人口,可以细分为农村本地居民和城市本地居民;后者包括3类:迁出地和迁入地都在农村的人口(乡乡流动人口)、迁出地为农村迁入地为城市的人口(乡城流动人口)

和迁出地、迁入地都在城市的人口(城城流动人口)。但由于在CGSS2013年数据中乡乡流动样本较小(180个),可能会得到有偏估计,因而本文并未纳入。

乡城流动人口是中国人口流动的主力军,这部分人口在CGSS2013调查数据的总流动人口中占比高达78%。当这部分人口流入城市使其生产方式变化的同时生活方式也发生了变化,在这一过程中不可避免地存在城市认同问题。本文将户口作为城市认同的指标,相较于户口没有迁移的人口,户口迁往城市会增加他们的城市认同感。进一步细分乡城流动人口为户口在农村的乡城流动人口和户口迁至城市的乡城流动人口。因而本文按照CGSS2013调查数据所提供的户口性质和现住地类型构造了一个类别变量,从变量编码0~4分别为:农村本地居民、农业户籍乡城流动人口、非农户籍乡城流动人口、城城流动人口和城市本地居民。

3.2.3 中介变量

中介变量指流动类型影响环境友好行为的路径或机制,我们选取了狭义上的城市生活方式——闲暇生活方式和消费生活方式作为本文的中介变量。其中本文将“过去一年,您是否经常在空闲时间从事以下活动?”这一量表作为测量闲暇生活方式的变量,包括12个子问题:看电视或者看碟、出去看电影、逛街购物、读书/报纸/杂志、参加文化活动、与不住在一起的亲戚聚会、与朋友聚会、在家听音乐、参加体育锻炼、现场观看体育比赛、做手工(如刺绣、木工)和上网。由于做手工难以辨别城市还是乡村休闲活动,本文对这一选项做剔除处理。将其余11项进行因子分析,使用主成分分析法提取出两个因子:与不住在一起的亲戚聚会和与朋友聚会显示在同一维度,将其定义为社交交往因子;其余9个活动显示在另一维度,被定义为休闲活动因子。通过对其信度的考察,克隆巴哈系数分别为0.62和0.74,所以可以对这些选项进行累加分析。对每一个子问题中的回答进行赋值,“从不”取值为1,“一年数次或更少”取值为2,“一月数次”取值为3,“一周数次”取值为4,“每天”取值为5。得分越高意味着休闲活动和社会交往越丰富。

对消费生活方式的测量则采用“下列说法是否

2021年11月

符合您的生活习惯或您的真实想法?”这一量表中与消费习惯直接相关的子问题,包括“不买生活非必需品”“节日外出聚餐”“到有名气商店购物”“出门乘坐出租车或私家车”“耐用消费品都是高档大牌”和“用艺术品装饰”。将回答“很不符合”赋值为0,“不太符合”赋值为1,“较符合”赋值为2,“很符合”赋值为3。经信度检验,这一量表的 α 系数为0.80,表明其内部具有较好的一致性,可以累加计算。通过同向累加得到一个取值范围在[0, 18]的连续变量。得分越高意味着越倾向于炫耀性消费。

3.2.4 控制变量

通过文献梳理,本文将影响环境友好行为人口特征和区域特征作为控制变量。个人特征因素包括年龄、性别、婚姻、教育、家庭收入、社会等级自评和党员身份变量。对性别、婚姻和党员身份进行了[0, 1]的虚拟变量处理:0分别表男性、未婚和非党员,1分别为女性、已婚和党员。将教育作为连续变量,取值范围在1~14,家庭收入则对数化处理。区域特征变量则根据经济发达程度将各省份划分为西部、中部和东部^[22]并处理成虚拟变量(西部为0,中部为1,东部为2)。

根据表1我们对样本进行描述性分析,纳入农

村本地居民和城市本地居民作为研究的参照。从环境友好行为上看,各类群体的私人环境友好行为都要好于公共环境友好行为。无论是私人环境友好行为还是公共环境友好行为,乡城流动人口的环境友好行为都要好于农村本地居民,城城流动人口的环境友好行为也高于城市本地居民。总体而言,城城流动人口的私人环境友好行为得分和公共环境友好行为得分都最高(5.55和1.48),其次是城市本地居民,再次是非农户籍的乡城流动人口、农业户籍的乡城流动人口,农村本地居民环境友好行为最差。

从生活方式上看,无论消费方式还是由休闲活动和社会交往组成的闲暇生活方式,依然是城城流动人口得分最高,其次是城市本地居民。两类乡城流动群体的生活方式得分均高于农村本地居民,其中非农户籍的乡城流动人口要高于农业户籍乡城流动人口。这表明3类流动人口的生活方式相较于各自的本地居民都更丰富、更多元以及消费方式越倾向于炫耀性消费。

将个人特征变量纳入考虑,整体来说,农村本地居民的私人环境友好行为和公共环境友好行为都最差,生活方式、受教育年限、家庭收入以及社会

表1 变量描述性统计结果

Table 1 Descriptive statistics of variables

	农村本地居民	乡城流动人口 (农业户籍)	乡城流动人口 (非农户籍)	城城流动人口	城市本地居民
私人环境友好行为	3.27(2.09)	4.02(2.19)	5.01(2.27)	5.55(2.16)	5.36(2.26)
公共环境友好行为	0.59(1.25)	0.83(1.59)	1.1(1.7)	1.48(1.8)	1.33(1.81)
消费方式	2.57(2.5)	4.18(3.27)	4.72(3.22)	6.1(3.31)	5.31(3.21)
社会交往	4.33(1.35)	4.65(1.41)	4.75(1.38)	5.18(1.32)	5(1.37)
休闲活动	18.13(4.72)	21.77(5.86)	23.49(5.77)	25.75(5.3)	25.04(5.42)
年龄/岁	50.57(15.27)	43.7(15.3)	50.86(16.36)	46.23(16.76)	48.96(16.09)
男性	50.77	50	48.79	51.94	53.7
受教育年限/年	3.28(1.73)	4.38(2.41)	5.97(3.36)	7.25(3.3)	6.74(3.15)
已婚	83.32	81.15	81.42	72.02	75.11
党员	4.62	5.41	21.14	14.92	16.42
家庭年收入/元	32406.75 (35069.31)	58037.36 (66933.48)	70802.62 (91976.88)	95320.76 (97121.74)	77159.2 (90187.81)
社会地位自评	4.06(1.66)	4.23(1.65)	4.53(1.65)	4.8(1.69)	4.61(1.6)
中部地区	46.68	33.59	35.92	14.35	23.81
东部地区	27.39	48.75	49.96	66.86	69.86
样本量	3333	1682	1367	697	1961

注:除类型变量性别、婚姻状况、政治面貌和区域报告百分比外,其余变量均报告了均值,括号内表示的是标准差。

等级也是最低的。城城流动人口的两类环境友好行为都最好,生活方式、受教育年限、家庭收入和社会等级在所有群体中都最高。其次是城市本地人口。非农户籍乡城流动人口的私人环境友好行为、公共环境友好行为、生活方式以及个人特征如收入、教育水平等均比农业户籍乡城流动人口要好。

3.3 研究方法

3.3.1 基准回归模型

由于因变量为连续变量,本文运用多元线性回归模型来分析流动类型对环境友好行为的影响,建立的模型如下:

$$y_j = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 z + \varepsilon \quad (j=1, 2) \quad (1)$$

式中:因变量 y_j 表示环境友好行为,其中 y_1 为私人环境友好行为, y_2 为公共环境友好行为; x 表示自变量人口流动类型; z 为控制变量组,包括个人特征和区域特征; β_0 为常数项,它表示当所有自变量取值为0时的因变量估计值; β_1 、 β_2 为对应自变量的回归系数; ε 为残差值。

3.3.2 中介变量的传导机制

在基准模型中,本文假设从农村向城市流动将会带来生活方式的变化,而生活方式的变化进一步引起这部分群体的环境友好行为发生变动。即人口流动与环境友好行为之间存在生活方式的中介效应。为了验证式(1)存在的中介效应,建立以下检验模型:

$$C_i = \alpha_0 + \alpha_1 x + \alpha_2 z + \varphi \quad (i=1, 2) \quad (2)$$

$$y_j = \gamma_0 + \gamma_1 x + \gamma_2 C_i + \gamma_3 z + \eta \quad (3)$$

式中: C_i 表示中介变量,包括闲暇生活方式 C_1 和消费生活方式 C_2 ; α_0 表示常数项; α_1 、 α_2 为对应自变量的回归系数; γ_0 表示常数项; γ_1 表示在纳入中介变量以后,流动类型对环境友好行为的影响; γ_2 表示中介变量的回归系数; γ_3 为控制变量的回归系数; φ 和 η 均为方程的残差值。

3.3.3 倾向值匹配

由于出生地为农村的人口是否迁移流动到城市可能是一种非随机选择,受到个人特征如性别、年龄、受教育程度、家庭收入和所处区域等因素的影响,使得做出迁移选择的群体的环境友好行为或

许原本就比留在农村地区的群体要好,即多元回归结果可能存在选择性偏误的问题。为了验证样本是否存在选择性偏误,本文采用倾向值匹配法(PSM)进行稳健性检验。

在PSM分析中,我们将样本限制在出生在农村的个体,删除城市本地居民和城城流动人口,并将农业户籍和非农业户籍的乡城流动人口合并到一起。由此处理变量 D 为是否迁移,0表示留在农村,1表示迁移。则平均处理效果 ATT 可以表示为:

$$ATT = [Y(1) - Y(0)]D = 1] \quad (4)$$

式中: $Y(1)$ 和 $Y(0)$ 分别表示同一个体在留在农村与迁移两种情况下的环境友好行为值,对于每个个体来说,迁移的因果效应可以表示为 $Y(1) - Y(0)$ 。但现实中我们只能观察到其中一种情况,而倾向值匹配法可以尽量使控制组和处理组相匹配,估计 ATT ,从而减少选择性偏差。

PSM分析主要分为两个步骤:估计处理效应和比较匹配后的结果。首先本文使用二元logit模型估计出个体进入处理组的概率,即个体迁移的概率。而在影响个体做出迁移决策的选择变量选取上,则包括个体特征如性别、年龄、家庭收入和所处区域等因素。为估计 ATT 并检验匹配分析的稳健性,本文采用了3种被广泛使用的匹配方法:近邻匹配、半径匹配以及核匹配。

4 结果与分析

4.1 多元线性回归模型结果分析

表2是两类流动类型群体的私人环境友好行为和公共环境友好行为多元分析结果。其中模型1和模型2以农村本地居民为参照项,对比乡城流动人口的私人环境友好行为和公共环境友好行为有何差异。模型3和模型4则以城市本地居民为参照项,对比城城流动人口的私人环境友好行为和公共环境友好行为变化。关于流动是否导致了生活方式改变进而促进环境友好行为提升,本文则在中介效应模型中进行论证。

相较于农村本地居民,乡城流动人口的私人环境友好行为显著更积极,其中非农户籍的私人友好环境行为显著好于农业户籍。在公共环境友好行为方面,非农户籍的乡城流动人口比农村本地居民

2021年11月

表2 不同流动类型群体的环境友好行为决定模型

Table 2 Decision model of environmental-friendly behavior of different floating population groups

	模型1 私人环境友好行为	模型2 公共环境友好行为	模型3 私人环境友好行为	模型4 公共环境友好行为
农村本地居民	参照项	参照项	-1.126*** (0.072)	-0.238*** (0.052)
乡城流动人口(农村户籍)	0.351*** (0.065)	0.045 (0.047)	-0.776*** (0.0755)	-0.193*** (0.055)
乡城流动人口(非农户籍)	0.991*** (0.074)	0.112** (0.0540)	-0.136* (0.075)	-0.126** (0.054)
城城流动人口	1.195*** (0.097)	0.288*** (0.070)	0.0683 (0.093)	0.050 (0.067)
城市本地居民	1.126*** (0.072)	0.238*** (0.052)	参照项	参照项
年龄	-0.001 (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.004*** (0.001)
性别(男性)	0.326*** (0.045)	-0.089*** (0.033)	0.326*** (0.045)	-0.089*** (0.033)
受教育年限	0.155*** (0.011)	0.0958*** (0.00760)	0.155*** (0.011)	0.096*** (0.008)
婚姻状况(未婚)	0.169*** (0.056)	-0.0579 (0.0407)	0.169*** (0.056)	-0.058 (0.041)
政治面貌(非党员)	0.342*** (0.078)	0.330*** (0.056)	0.342*** (0.076)	0.330*** (0.056)
家庭收入对数	0.164*** (0.027)	0.052*** (0.019)	0.164*** (0.027)	0.0523*** (0.019)
社会等级自评	0.034** (0.014)	0.056*** (0.010)	0.034** (0.0141)	0.056*** (0.010)
区域(西部)				
中部	-0.342*** (0.064)	-0.310*** (0.047)	-0.342*** (0.064)	-0.310*** (0.047)
东部	0.323*** (0.067)	-0.093** (0.047)	0.323*** (0.065)	-0.093** (0.047)
常数项	0.789*** (0.286)	-0.025 (0.207)	1.915*** (0.313)	0.213 (0.227)
样本量	9040	9040	9040	9040
R ²	0.224	0.106	0.224	0.106

注:括号内为标准误,***、**、*分别表示 $p<0.01$ 、 $p<0.05$ 、 $p<0.1$ 。下同。

显著更积极,但农业户籍乡城流动人口结果不显著(模型1和模型2)。这在一定程度上说明了公共环境友好行为更难提高,需要加强对乡城流动人口的城市认同感。

根据以往研究,户口是进城农民工与城市产生心理认同的一条天然鸿沟,农民工受访者认为农民

与当地居民的根本差别是户口的占53.9%^[23]。由此我们认为非农户籍的乡城流动人口比农业户籍的乡城流动人口城市融合程度更高,对城市更具认同感。这也证实了居民环境友好行为受城市生活融入程度的影响,融入程度越高环境友好行为就越积极,尤其是在公共环境友好行为上有更明显的

体现。

在控制其他变量的情况下,相对于农村本地居民,城城流动人口的私人环境和公共环境友好行为显著更积极,但以城市本地居民为参照时,其私人环境和公共环境友好行为并不显著(模型3和模型4)。这意味着城城流动人口具有高受教育水平、高收入和良好社会经济地位的个人特征(表1),较于乡城流动群体在绿色环保消费上有更多选择和对个性化的追求,与城市本地居民的环境友好行为已经没有显著差异。而两类乡城流动人口的环境友好行为均比城市本地居民更不积极,这说明在城市生态文明建设过程中应重点关注并促进这部分人的环境友好行为。

从控制变量的结果来看,无论私人还是公共环境友好行为,均显著受到年龄、性别、受教育年限、婚姻状况、政治面貌、家庭收入以及社会等级自评的影响。总体上年龄越小、教育程度越高、收入越

多、社会等级自评越好,且政治面貌为党员和已婚的个体其私人环境友好行为和公共环境友好行为都更好。这也验证了前人的研究,性别、年龄、教育,以及政治身份等个体性因素对居民环境友好行为具有较强的解释力^[24]。

4.2 生活方式对环境友好行为的中介效应分析

针对不同流动群体之间存在的私人环境友好行为和公共环境友好行为差异,本文试图探究影响其差异产生的机制。我们认为这种差异主要是由于各个流动群体之间的消费生活方式以及闲暇生活方式不同而带来的。即这两类生活方式在流动类型与环境友好行为之间起到中介的作用,人口流动由农村流向城市和城市流向城市可能会导致消费生活方式和闲暇生活方式发生改变,这两类生活方式的变动会进一步引起私人环境友好行为和公共环境友好行为的转变。

根据表3,相较于农村本地居民,乡城流动人口

表3 中介变量回归结果

Table 3 Results of the intermediary variable model

	模型5 消费方式	模型6 社会交往	模型7 休闲活动	模型8 私人环境友好行为	模型9 公共环境友好行为
流动类型(农村本地居民)					
城乡流动(农村户籍)	0.661*** -0.080	0.068* -0.041	1.759*** -0.136	0.170*** -0.064	-0.119*** -0.046
城乡流动(非农户籍)	0.743*** -0.092	0.150*** -0.047	2.753*** -0.155	0.714*** -0.074	-0.126** -0.053
城城流动	1.313*** -0.120	0.398*** -0.061	3.341*** -0.203	0.842*** -0.097	-0.036 -0.069
城市本地居民	0.940*** -0.089	0.305*** -0.045	3.423*** -0.150	0.779*** -0.072	-0.062 -0.052
生活方式					
消费方式				0.025*** -0.009	0.072*** -0.006
社会交往				0.030* -0.017	0.024* -0.012
休闲活动				0.092*** -0.005	0.066*** -0.004
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-5.056*** -0.354	3.426*** -0.181	13.340*** -0.597	-0.414 -0.296	-0.619*** -0.212
样本量	9040	9040	9040	9040	9040
R ²	0.365	0.115	0.489	0.258	0.164

2021年11月

和城城流动人口炫耀性消费倾向更高、休闲活动更丰富多元以及社会交往的频率也更高。在乡城流动中非农户籍人口的两类生活方式都较农业户籍人口更接近城市。城城流动人口的炫耀性消费和社会交往均要好于城市本地居民,但休闲活动的丰富性低于后者(模型5-7)。城市生活会培养人的现代性,居住地是影响生活方式的重要变量,城市比农村更倾向于选择环保的生活方式^[25]。因此城市本地化程度越高,生活方式越丰富。

将两类生活方式和流动类型同时纳入模型中时,参照农村本地居民,城乡流动和城城流动的私人环境友好行为依然显著更积极, R^2 从0.224提升到0.258(模型1和模型8),但是各类流动人口的系数均有所降低,这说明流动人口的私人环境友好行为影响部分是由两类生活方式中介作用产生的。城市生活的过程增强了风格意识,增强了在一定选择范围(既能代表特定社会群体,又能表现个人爱好)进行消费的必要性^[14]。对城市认同感加深会表现在环境友好的消费方式的模仿上,例如自备购物袋、循环利用物品包装物。越接近城市的外向型积极丰富的生活方式,私人环保行为提升幅度也越大。

在模型9中,两类生活方式与公共环境友好行为之间存在显著的正向关系,消费方式越倾向于炫耀性消费、闲暇生活方式越多元公共环境友好行为就越积极。但城城流动对公共环境友好行为的影响不再显著且系数为负,模型解释力从10.6%提高到了16.4%(模型2和模型9),表明城城流动对公共环境友好行为的作用完全是通过中介模型来实现的。

不同于私人环境友好行为,城城流动人口公共环境友好行为的提升要通过两类生活方式的城市

化、多元化来实现。这是由于公共环境友好行为是一种要求以自身利益为代价,实现利他性结果,受个体的社会责任感影响较大。相较于农村,现代化程度更高的城市通过对生活方式的同化更有利于培养出理性思维、自主性与个人效能感,在自主性和个人效能感的推动下,人们参与公共环境问题的积极性更高。因此城市认同程度更深的非农户籍乡城流动人口的公共环境友好行为要远高于农业户籍乡城流动人口。而城城流动人口在自身已有的城市生活方式基础上,流动带来更多元的生活方式亦获得了更多对文化、价值观念上的“个性”和“风格”追求。这种追求在公共环境友好行为上体现为居民对生态文明建社的参与和责任感。

利用bootstrap方法来分解生活方式对私人环境友好行为和公共环境友好行为的贡献程度。如表4所示,流动类型通过消费方式和休闲活动对私人环境友好行为影响均显著为正,即流动人口越倾向于炫耀性消费、休闲活动越丰富,其私人环境友好行为也越积极,但社会交往的中介作用不显著。在流动类型对私人环境友好行为的总影响中,约31.93%通过中介变量的间接渠道产生,其余的68.07%由直接影响产生。而在流动类型对公共环境友好行为的影响中,流动类型完全通过两类生活方式来对公共环境友好行为产生影响,相对贡献为100%。这说明只有当消费生活方式和闲暇生活方式发生变化的情况下,流动人口的公共环境友好行为才会显著提升。

4.3 稳健性检验结果分析

运用二元logit模型来估计个体迁移决策的倾向得分,将流动类型变量合并为一个表示是否从农

表4 中介效应及渠道分解

Table 4 Mediation effect and channel decomposition

	私人环境友好行为	相对贡献/%	公共环境友好行为	相对贡献/%
直接影响 γ_1				
流动类型	0.205*** (11.55)	68.07	-0.010 (-0.79)	0
间接影响 $\gamma_2\alpha_i$				
消费方式	0.008*** (3.39)	2.62	0.018*** (7.86)	23.07
社会交往	0.002 (1.57)	0.80	0.002** (2.22)	2.27
休闲活动	0.086*** (14.39)	28.51	0.058*** (13.64)	74.36
样本量	9062		9077	

注:括号内数据为Z统计量。

村迁移的二分因变量,农村本地居民编码为0,农业户籍乡城流动人口和非农户籍乡城流动人口合并编码为1,城市本地居民和城城流动人口^①做缺失值处理。在影响迁移决策的因素中我们考虑了迁移者的个人特征因素,主要纳入性别、年龄、受教育状况、工作类型、政治面貌、家庭收入、14岁时家庭社会地位自评以及所在区域8个变量。

二元logit结果表明^②相较于男性,女性更有可能迁移;学历越高年龄越大越倾向迁移;非农工作者比无工作者更有可能迁移;相较非党员,党员迁移的可能性更高;家庭收入越高越有可能迁移;与西部地区相比,中东部地区的个体更有可能迁移。

表5给出了3种方法计算的协变量平衡性检验和倾向值匹配结果。协变量平衡性检验结果表明,协变量的标准化偏差均小于2.7。其中半径匹配联合显著性检验(LR统计量)的P值最好,为47%,而最近邻匹配最差。这表明在采用半径匹配法进行倾向值估计和样本匹配时,协变量的分布平衡性最好。无论采取何种匹配方法,ATT都在0.01的水平上显著。这意味着,人口流动和私人环境友好行为之间存在着显著的正相关关系。从结果上看,即使在考虑了流动人口的样本选择性偏差问题后,农村人口的迁移决策依然会提高私人环境友好行为的积极性。

根据推拉理论,迁入地良好的生活环境有助于人们做出迁移决策。人们由乡村向城市的流动并不仅仅在于经济方面的吸引力,对干净优美的环境需求逐渐成为迁移决策的重要因素。农村人口对美好生活的向往和追求也内化为适应城市生活方式的动力,亦会促进其环境友好行为的提升。

表5 基于PSM方法的农村人口流动对私人环境友好行为的影响结果

Table 5 Impact of rural population mobility on private environmental-friendly behavior based on the propensity score matching method

方法	干预组(n)	控制组(n)	协变量平衡性检验		ATT 系数(标准误)
			LR χ^2 (P值)	Mean bias	
最近邻匹配	3115	3398	16.59(0.04)	2.7	0.861***(-0.096)
半径匹配	3127	3382	7.62(0.47)	1.8	0.895***(-0.081)
核匹配	3127	3382	8.16(0.42)	1.9	0.897***(-0.082)

注:干预组为发生迁移行为的农村个体,控制组为留在农村的个体;ATT为干预组的平均干预效果。

①由于城城流动人口的私人环境友好行为没有显著提升,且流动对公共环境友好行为的影响完全通过中介变量来作用,因此稳健性检验仅针对乡城流动人口的私人环境友好行为。

②篇幅有限未在文中列出二元logit回归结果,读者可通过作者邮箱索取。

5 结论与讨论

5.1 结论

对于中国人口的环境友好行为研究必须嵌入到人口流动的大背景之中。随着1984年《关于农民进入集镇落户问题的通知》出台,大量农村人口脱离了土地的限制向城镇流动,城市人口的流动也在逐渐加剧,流动人口已经成为中国人口的重要组成部分。流动形塑了人们的生活方式,亦促进了个体的环境友好行为,人口流动的差异也会使得他们的环境友好行为有所不同。基于对CGSS2013年的调查数据的实证分析,得出以下结论:

(1)人口流动带来了更积极的环境友好行为,流动人口内部存在显著的异质性。相较于农村本地居民,乡城流动和城城流动人口的两类环境友好行为都更好,得分从高至低依次为城城流动人口、非农户籍的乡城流动人口和农村户籍的乡城流动人口。城市本地居民和城城流动人口的环境友好行为没有显著差异,乡城流动人口的两类环境友好行为均显著弱于城市本地居民。结果表明人口从乡村流动到城市能形成更积极的环境友好行为,获得本地户口是提高环境友好行为的重要因素。

(2)流动人口的环境友好行为差异受到城市生活方式的中介效应影响,消费生活方式和闲暇生活方式的中介作用都显著。流动人口的私人环境友好行为部分存在消费方式、社会交往和休闲活动的中介作用,而流动人口有更好的公共环境友好行为则是完全通过消费方式、社会交往和休闲活动的城市化得以实现。促进流动人口融入城市的生活方式,形成与城市居民类似的闲暇、消费及社会交往方式是提高环境友好行为的有效路径。

2021年11月

(3)倾向值匹配的稳健性检验结果表明,从农村迁移和私人环境行为之间存在着显著的相关关系。这说明即使在考虑了流动人口的样本选择性偏差问题后,农村人口的迁移决策依然会使得私人环境友好行为更积极。

城市作为一种生活和文化共同体能够促进其所吸纳的流动人口采取环境友好行为。流动人口的公共环境友好行为更依赖于其生活方式的转变,甚至完全通过闲暇生活方式和消费生活方式的变化而产生变动。本文的结论指出结构上的户籍制度优化和行动层面的城市生活融入都有利于提升流动人口的环境友好行为,促进美丽中国建设和生态文明建设。

5.2 讨论

基于以上结论,从理论和现实意义出发,对研究的局限性进行如下讨论:

(1)现有研究多从宏观的社会结构层面讨论城镇化、社会融入对流动人口的环境友好行为的影响,而本文从与日常生活相关的个体微观行动层面探讨了流动人口生活方式转型如何作用于环境友好行为,丰富了环境友好行为研究的理论维度。在加快生态文明建设过程中,应关注流动人口的环境友好行为,除了进行结构性的调整,加速城镇化的进程之外,使乡城流动人口在微观生活层面实现“本地化”,获得与城市居民同步的积极多元的生活方式才能全面提升其环境友好行为。

(2)随着中国经济的高速发展,中国社会从20世纪末开始步入消费社会。这不仅为消费者个体带来了福祉,也带来了消费主义的蔓延、生态环境破坏的潜在危机。为探索中国数量巨大、类型多样的流动人口在消费社会的背景下从落后地区迁入发达地区是否会形成对迁入地的环境压力和破坏,本文具有很强的现实意义。本文的研究结果表明越接近城市的生活方式,流动人口的环境友好行为越积极,即越有利于资源节约型社会的发展。此外,本文的结论也进一步指出,形成“风格化”“个性化”的消费和多元化、丰富化的闲暇日常交往方式能够促进人们形成以自身利益为代价的公共环境行为。发展社会主义生态文明和美丽中国建设的践行迫切需要实现从私人环境行为到公共环境行

为的转化。本文为这一转化实现的可能提供了实证依据。

(3)尽管本文针对流动人口的选择性问题使用倾向值匹配模型进行了稳健性检验,但是由于我们无法纳入所有影响迁移的潜在变量,因而在因果性的解释上仍有欠缺。此外,本文探讨了不同类型流动人口的环境友好行为差异,而没有对流动这一过程是否带来环境友好行为的变动进行讨论,且流动人口可否通过社会网络反哺来提升迁出地人口的环境友好行为也是一个值得思考的问题。但由于数据的局限性,我们暂时无法对这两个问题进行研究,这将是后续要做的工作。

参考文献(References):

- [1] 孙伟增, 张晓楠, 郑思齐. 空气污染与劳动力的空间流: 基于流动人口就业选址行为的研究[J]. 经济研究, 2019, 54(11): 102-117. [Sun W Z, Zhang X N, Zheng S Q. Air pollution and spatial mobility of labor force: Study on the migrants' job location choice [J]. Economic Research Journal, 2019, 54(11): 102-117.]
- [2] Lele S. From wildlife-ism to ecosystem-service-ism to a broader environmentalism[J]. Environmental Conservation, 2020, 48(1): 1-3.
- [3] 李宝礼, 邵帅, 裴延峰. 住房状况、城市身份认同与迁移人口环境友好行为研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(11): 90-99. [Li B L, Shao S, Pei Y F. Housing status, urban identity and the environmental behavior of migrant population[J]. China Population, Resources and Environment, 2019, 29(11): 90-99.]
- [4] 聂伟, 梁婷婷. 城市融入有助于提升农民工环保行为吗? 基于CGSS数据的实证分析[J]. 南京工业大学学报(社会科学版), 2019, 18(4): 40-50. [Nie W, Liang T T. Does urban integration effect the environmental behaviors of migrant workers? Based on CGSS data[J]. Journal of Nanjing Tech University (Social Science Edition), 2019, 18(4): 40-50.]
- [5] Poortinga W, Steg L, Vlek C. Values, environmental concern, and environmental behavior a study into household energy use[J]. Environment & Behavior, 2016, 36(1): 70-93.
- [6] 郭清卉, 李世平, 南灵. 环境素养视角下的农户亲环境行为[J]. 资源科学, 2020, 42(5): 856-869. [Guo Q H, Li S P, Nan L. Farming households' pro-environmental behaviors from the perspective of environmental literacy[J]. Resources Science, 2020, 42(5): 856-869.]
- [7] 赵敏燕, 董锁成, 吴忠宏, 等. 森林体验教育活动对城市公众环境负责任行为的影响[J]. 资源科学, 2020, 42(3): 583-592. [Zhao M Y, Dong S C, Wu Z H, et al. Influence of forest experience education on urban public's environmentally responsible behavior[J]. Resources Science, 2020, 42(3): 583-592.]

- [8] 黄艳敏, 柴明月. 收入排序诱导中国城镇居民亲环境行为研究[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2020, 41(3): 44-50. [Huang Y M, Cai M Y. Rank-income influence on Chinese citizens' pro-environmental behaviors[J]. Journal of Dalian University of Technology (Social Sciences), 2020, 41(3): 44-50.]
- [9] Campos-Soria J A, Nunez A, Garcia-Pozo A. Environmental concern and destination choices of tourists: Exploring the underpinnings of country heterogeneity[J]. Journal of Travel Research, 2020, DOI: 10.1177/0047287520933686.
- [10] Matarrita-Cascante D, Gabriela S, Stocks G. International amenity migration: Examining environmental behaviors and influences of amenity migrants and local residents in a rural community[J]. Journal of Rural Studies, 2015, 38: 1-11.
- [11] 张航, 邢敏慧. 环境风险感知与进城农民环境友好行为意向: 社会融入的调节效应[J]. 山西农业大学学报(社会科学版), 2020, 19(6): 84-91. [Zhang H, Xing M H. Environmental risk perception and migrant farmers' environmental behavior intention in cities: The regulatory effect of social integration[J]. Journal of Shanxi Agricultural University (Social Science Edition), 2020, 19(6): 84-91.]
- [12] 何兴邦, 周葵. 城市融入与进城“农民”环境友好行为: 基于CGSS(2013)的经验证据[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2018, 39(5): 51-59. [He X B, Zhou K. Environmental behavior of peasants merging into cities: Empirical evidence from CGSS (2013) [J]. Journal of Dalian University of Technology (Social Sciences), 2018, 39(5): 51-59.]
- [13] 段成荣, 程梦瑶, 冯乐安. 新时代人口发展战略研究: 人口迁移流动议题前瞻[J]. 宁夏社会科学, 2018, (2): 103-107. [Duan C R, Cheng M Y, Feng L A. The research on population development strategy in the new era: A forward discussion on population migration and movement[J]. Social Sciences in Ningxia, 2018, (2): 103-107.]
- [14] 王雅林. 生活方式研究评述[J]. 社会学研究, 1995, (4): 41-48. [Wang Y L. Review of lifestyle research[J]. Sociological Studies, 1995, (4): 41-48.]
- [15] 李培志. 城市生活方式的新动向: 网络消费与网络休闲: 基于文化堕距理论的考察[J]. 行政与法, 2010, (6): 57-60. [Li P Z. The latest trends of urban lifestyle, internet consumption, and internet leisure: An inquiry based on the theory of cultural lag[J]. Administration and Law, 2010, (6): 57-60.]
- [16] 凡勃伦. 有闲阶级论: 关于制度的经济研究[M]. 蔡受百, 译. 北京: 商务印书馆, 2011. [Thorstein B. Veblen. The Theory of The Leisure Class: An Economic Study of Institutions[M]. Cai S B, Trans. Beijing: The Commercial Press, 2011.]
- [17] 彭皓玥, 赵国浩. 能源终端消费行为选择: 环境关心的柔性驱动[J]. 资源科学, 2019, 41(1): 132-141. [Peng H Y, Zhao G H, et al. The behavior options for energy terminal consumption: Flexible driving force of environmental concern[J]. Resources Science, 2019, 41(1): 132-141.]
- [18] 威海峰, 于辉, 向伟林, 等. 绿色消费情境下消费者为什么会言行不一[J]. 心理科学进展, 2019, 27(7): 1307-1319. [Qi H F, Yu H, Xiang W L, et al. Discussion of current theories and future research on attitude-behavior gap in green consumption[J]. Advances in Psychological Science, 2019, 27(7): 1307-1319.]
- [19] 塔娜, 柴彦威. 理解中国城市生活方式: 基于时空行为的研究框架[J]. 人文地理, 2019, 34(2): 17-23. [Ta N, Chai Y W. Understanding the lifestyle in Chinese cities: A framework based on space-time behavior research[J]. Human Geography, 2019, 34(2): 17-23.]
- [20] 林巧明, 杨宜音. 时空下的流转: 新生代农民工生活方式研究[J]. 哈尔滨工业大学学报(社会科学版), 2021, 23(1): 66-72. [Lin Q M, Yang Y Y. Circulation in time and space: A study on the lifestyle of the new generation of migrant workers[J]. Journal of Harbin Institute of Technology (Social Sciences Edition), 2021, 23(1): 66-72.]
- [21] 梁晨. 生活方式市民化: 对农转非居民消费模式与闲暇模式的探讨[J]. 青年研究, 2012, (5): 86-93. [Liang C. The civilization of lifestyle: A discussion of consumption model and leisure model of urbanized residents[J]. Youth Studies, 2012, (5): 86-93.]
- [22] 孟望生, 张扬. 自然资源禀赋、技术进步方式与绿色经济增长: 基于中国省级面板数据的经验研究[J]. 资源科学, 2020, 42(12): 2314-2327. [Meng W S, Zhang Y. Natural resource endowment, path selection of technological progress, and green economic growth: An empirical research based on China's provincial panel data[J]. Resources Science, 2020, 42(12): 2314-2327.]
- [23] 朱力. 论农民工阶层的城市适应[J]. 江海学刊, 2002, (6): 82-88. [Zhu L. On the urban adaptability of the peasant-worker strata [J]. Jianghai Academic Journal, 2002, (6): 82-88.]
- [24] 袁亚运. 我国居民环境友好行为及影响因素研究: 基于CGSS2013数据[J]. 干旱区资源与环境, 2016, 30(4): 40-45. [Yuan Y Y. An empirical analysis on residents' environmental behavior and influence factors in China: Based on CGSS2013 data[J]. Journal of Arid Land Resources and Environment, 2016, 30(4): 40-45.]
- [25] 赵万里, 朱婷钰. 绿色生活方式中的现代性隐喻: 基于CGSS2010数据的实证研究[J]. 广东社会科学, 2017, (1): 195-203. [Zhao W L, Zhu T Y. The metaphor of modernity in green lifestyle: An analysis based on the CGSS2010 data[J]. Social Sciences in Guangdong, 2017, (1): 195-203.]

Environmental-friendly behaviors of different floating population groups: The mediation effect of lifestyle

FANG Xiang, ZHOU Yujiao

(School of Sociology and Anthropology, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China)

Abstract: This study explored the differences of environmental-friendly behaviors of the floating population and examined how the change of lifestyle can promote environmental-friendly behaviors. Based on the data of CGSS 2013, this study used the multiple linear regression model to examine the impact of three types of mobility on private environmental-friendly behavior and public environmental-friendly behavior, analyzed the mediation effect of lifestyles, and conducted a robustness test by using the propensity score matching method. The research findings indicate that: (1) the two types of environmental-friendly behaviors (private and public) of rural-urban floating population are significantly superior to those of rural local population. There are no significant differences in the two types of environmental-friendly behaviors between urban floating population and urban local residents. (2) the impacts of migrants on private environmental-friendly behavior are partly mediated by the two lifestyles (consumption and leisure activities), while the influence of the floating population on public environmental-friendly behavior is entirely produced by the mediation of lifestyles. (3) after considering the sample selection bias, the migration decision of the rural population will still increase the private environmental-friendly behavior. In short, mobility makes people break away from the original environmental value system and improve environmental-friendly behavior through lifestyle changes, which are of positive significance to the optimization of China's ecological environment.

Key words: environmental-friendly behavior; lifestyle; migration; propensity score matching method; mediation effect