

韦伯^[3]依据生活机会、商品占有、消费方式划分的阶级概念;布尔迪厄^[4]将消费作为一种区隔手段等。表面上看,消费行为属于个人意识支配,似乎人们日常消费是个体行为选择的后果,但是个人的行为很大程度上是受到结构制约,呈现高度社会性。国内学者也有不少关于消费的研究,代表性的是王宁^[5]的“制度嵌入”,突出制度对消费影响,他发现无论是正式的还是非正式的制度都会形塑人们私人领域与公共领域的消费。可见,人们的消费是深受社会结构位置影响的。那么,具体到绿色消费,两者之间的联系是如何发生的?其背后的代表性理论解释主要有需求理论与自动延展学说。Maslow^[6]需求理论认为,人的需求就像阶梯一样从低到高分为生理、安全、归属和爱、尊重、自我实现等多个层次,低层次需求得到满足后,较高层次需求就会产生并显示出其激励作用。对于阶层较高的社会成员来说,在满足生理、安全等低层次需求后,会转向关注生活质量、环境友好等高层次需求,从而促使他们积极参与相关环保行动;而较低阶层的社会成员因关注生存需求,往往处于较差的物质环境,不仅对身边恶劣环境缺乏敏感,更因其是生存的一部分而具有较高的承受力。自动延展学说认为,社会阶层越高的群体,对政治与社会活动参与热情较高,对环境问题的关注仅仅是对社会问题关注的自动延伸而已,他们参与社会领域的环保行动也会延展至日常生活中,进而自觉实践绿色消费^[7]。

在一些实证研究中,诸多学者都论证了社会经济地位是影响居民绿色消费行为的重要因素。如,清华大学节能课题组成员发现,个体的能源消费更多地受到他们自身的社会经济地位的影响,或者说一个社会的地位结构和资源分配方式决定了人们在日常生活中的能耗高低^[8];王玉君和韩冬临^[9]基于CGSS2013数据发现收入和教育对个人环保行为具有正向影响;时立荣等^[10]通过CGSS2010论证了职业、教育和收入均与居民环保行为正相关等。一般而言,社会经济地位较高的群体拥有更多的经济与文化资本,他们愿意并有能力支付绿色消费^[11],且因受到更高受教育程度熏陶使得他们对环境知识有更多的理解,更能参与环保行动。据此,本研究提出以下假设:

假设1.控制其他变量情况下,社会经济地位对绿色消费有直接正效应。

(二)观念/态度影响行动:环境关心影响绿色消费

除了结构因素(如社会经济地位),诸多学者尤其是心理学者认为,环境态度也是影响居民绿色消费的重要变量。其理论假设为Ajzen^[12]的“计划行为理论”,它源自“理性行为理论”。理性行为理论认为,人们在理性前提之下,首先会对事物的信念构成态度,随后态度构成行为意图,紧接着个体会根据行为意图采取实际行为。在此基础上,计划行为理论认为,行为意向是影响个体实际行为最直接的心理因素,其中,行为意向可以看做是个体考虑是否执行某一行为时内心对于这一行为利弊判断的总结。具体到环保领域,公众对环境问题关注越多,越会形成积极的环保意识,那么越可能在日常生活中采取环境友好行为。

环境态度的一个代表性变量是环境关心。“环境关心”在过去诸多文献中被使用得较为混乱,近年来才相对统一,目前普遍使用的是Dunlap和Robert^[13]的定义,即“人们意识到并支持解决涉及及生态环境的问题的程度或者为解决这类问题而作出贡献的意愿”。相关实证研究发现,环境关心水平高意味着消费者的环境意识强,伴随消费者的环境关心水平上升,消费者更愿意了解环境,更愿意获得绿色产品的相关知识,进而增加消费者的绿色消费行为^[14]。换言之,有较高环境关心水平的消费者更倾向于购买绿色产品,积极践行绿色消费。据此,本研究提出以下假设:

假设2.控制其他变量情况下,环境关心对绿色消费有积极作用。

(三)观念在结构影响行动链上的连接:环境关心的中介作用

结构形塑行动预示着社会结构位置对绿色消费产生影响,但两者之间是怎样勾连的,结构如何影响行动?对此,可以从科尔曼^[15]巨著《社会理论的基础》第一章中提出的问题得到启发。在开始之初,科尔曼对韦伯经典之作《新教伦理和资本主义精神》提出批评,他认为韦伯的“加尔文教的教义导致资本主义精神进而促进了资本主义兴起”的基本思想,因变量都是宏观层次使得这种解释缺乏微观基础,且通过个案研究说明规律性做法在方法论上也有问题。接着,他提出新的解释:新教教义影响个人的价值观,个人价值观又影响其经济行为,这些个人层次经济行为导致了资本主义精神产生,即强调社会现象的微观基础。

借鉴科尔曼的思想,本研究认为结构不仅直接影响行动,更通过微观过程即塑造观念来影响人们的行动。相应地,社会经济地位会形塑人们对环境问题的观念进而影响消费行为。社会经济地位越高的群体,受教育程度、收入水平也相对较高,更可能从追求经济发展转变为注重环境保护,且因从事的职业是不需要直

接从自然环境中索取,因而没有强烈动机去破坏环境,具有更高的环境关心^[16],尤其是教育,有学者发现,其不仅直接影响居民环境关心,更通过媒介的使用间接影响到居民环境关心^[17]。那些对环境关心程度越高的民众更倾向于采取环保行为,如 Dunlap 等^[18]发现,环境关心与由八项亲环境行为构成的规模正相关;毕凌云和芦金文^[19]等也发现环保意识对中国居民的环保行为具有显著的正向作用。由此可见,环境关心在社会结构位置与个人绿色消费之间发挥着重要中介作用。据此,本研究提出以下假设:

假设 3.控制其他变量情况下,社会经济地位通过环境关心对绿色消费有间接正效应。

三、研究设计

(一)数据来源

本研究所使用的数据为中国人民大学中国调查与数据中心主持的 2010“中国综合社会调查”(CGSS)。CGSS 涵盖了中国大陆的所有省级行政单位,因此可以将 CGSS 的样本视为一个全国性代表样本。CGSS 所采用的是多阶段分层概率抽样,并以县(区)、居(村)委会、家庭、个人等渐降抽样层次逐层随机抽样,这样的抽样方式使得样本的代表性较好,且抽样误差较小。2010年,CGSS 问卷中设有较为全面的环境调查模块(L 部分),其作为选答模块,并非所有受访者都回答,这样再次随机抽取的性质,更加保证了数据的代表性。考虑到中国农村、城市之间的生活方式差异较大,在绿色消费的测量方面难以采用统一的标准,本研究仅将城镇居民作为分析对象。剔除掉缺失变量,最终纳入的有效样本量为 1 675 个,样本量中男性占 51.58%,女性占 48.42%。

(二)变量与测量

因变量。本研究的因变量为城镇居民的绿色消费。绿色消费是可持续发展理念在消费领域中最本质的表现与实践。美国学者 Stern^[20]将亲环境行为分为 4 个维度,他指出在私人领域中的亲环境行为,包括购买、使用环保产品等。在 CGSS2010 问卷中,考察居民的绿色消费和环保行为的题项包括:“a.您经常会特意将玻璃、铝罐、塑料或报纸等进行分类以便回收吗?”“b.您经常会特意购买没有施用过化肥和农药的水果和蔬菜吗?”“c.您经常会特意为了环境保护而减少开车吗?”“d.您经常会特意为了保护环境而减少居家的油、气、电等能源或燃料的消耗量吗?”“e.您经常会特意为了环境保护而节约用水或对水进行再利用吗?”“f.您经常会特意为了环境保护而不去购买某些商品吗?”依据研究重点,本研究挑选了 d、e、f 作为代表性题项来测量,未纳入其余小题项,这是因为,a 题项的废品分类回收在狭义上来说并非属于绿色消费,且不同发展阶段和序列的城镇分类回收机制设置不尽相同,不具有普适性;b 题项,目前无公害瓜果的销售范围和受众群体还不甚广泛,大部分的城镇居民还保留着去菜市场购买的习惯,并且也存在着部分受访者对于无公害瓜果概念的模糊;考虑到城镇居民的生活节奏,c 题项并不具有充分代表性。选取题项之后,本研究对此进行因子分析,发现 3 个题项的因子负载分别为 0.85、0.84、0.82,说明这 3 个题项与因子之间的相关程度较高。同时,提取的公因子——“绿色消费”可以解释总方差的 69.72%,公因子代表性较好。最后,在预测因子得分后,笔者将其得分规范化为 0~100 取值区间内的分数。

核心自变量。本研究的核心自变量为社会经济地位。社会经济地位是衡量社会分层和流动的核心概念,也是个人收入、文化程度、身份类型、职业层次以及声望水平的综合体现,相关实证研究通常将社会经济地位变量具体操作化为个人收入、受教育程度、党员身份、职业类型和主观社会经济地位等多个维度^[21]。本研究对社会经济地位变量主要从经济地位(年收入)、文化地位(受教育程度)和政治地位(是否为党员)3 个方面来测量。之所以加入政治地位,是因为在市场转型中,权力精英依旧在社会处于优势地位,政治身份也在一定程度上解释着社会经济地位^[22]。本研究利用因子分析将这 3 个变量(因子负载分别为 0.81、0.61、0.83)转换为社会经济地位指数,提取的公因子可以解释总方差的 56.35%。最后,在预测因子得分后,本研究将其得分规范化为 0~100 取值区间内的分数。

需要说明的是,在西方研究中,政治取向假设认为因为政党性质偏向问题,自由主义者比保守主义者有着更多的环境关心^[23]。但是这种政党分类在中国并不适用且 CGSS 问卷并没有这样的政治分类,因此根据国情,本文将受访者分为“党员”和“非党员”,并将其作为一种政治地位纳入进社会经济地位指数中。

中介变量。环境关心作为中介变量,本研究采用经检验具有较好信度的《中国版环境关心量表》(CNEP)

进行测量^①。在本研究中,这10个题项之间的Cronbach's alpha系数为0.78,内在一致性程度较好。同时本研究也借鉴洪大用等^{[24]-[10]}的处理方式根据每一题支的回答项进行赋分:“完全不同意”=1分,“比较不同意”=2分,“无所谓同不同意/无法选择”=3分,“比较同意”=4分,“完全同意”=5分。其中,第5项、第7项因表述方向与其他题项不一致反向赋分。将10个题项得分累加之后获得10~50之间的环境关心指数,得分越高,则说明环境关心水平越高。

控制变量。为更清晰地展现社会经济地位、环境关心与绿色消费之间的关系,本研究在模型中控制了性别、年龄、婚姻状况变量。

各个变量的描述性分析结果如表1所示,可以看出社会经济地位指标均值为44.48,环境关心指标均值为38.32,绿色消费行为指标均值为47.35。

表1 各变量的描述性分析(N=1 675)

变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
控制变量				
性别(女性=0,男性=1)	0.52	0.49	0	1
年龄	47.86	15.65	18	91
婚姻状况(无配偶=0,有配有=1)	0.81	0.39	0	1
核心自变量				
社会经济地位	44.48	15.05	0	100
中介变量				
环境关心	38.32	5.59	15	50
因变量				
绿色消费	47.35	25.96	0	100

四、研究发现

(一)描述性发现

城镇居民绿色消费得分是由3种不同的绿色消费行为合成。所选取的3个不同测量变量的基本分布状况如图1所示。

从图1可以看出,大多数人选择了“经常”或“有时”进行绿色消费行为。就油气等能源使用的情况而言,“总是”与“经常”约占40%,而仍有60%的城镇居民没有能形成良好的使用习惯,其中,“从不”注意该方面问题的占到五分之一。相较而言,城镇居民在节约用水方面则做的更好一些,“总是”与“经常”占60%左右,只有10%“从不”节约用水,这可能跟政府多年来宣传节约用水有关。另外,只有大约三分之一的人“经常”或“总是”“为了环保特意不去购买某些商品”,多数人对这一绿色消费行为并没有采取积极行动。由此,就2010年来看,中国城镇居民的绿色消费虽取得一定成效,但仍不容乐观。城镇居民对于绿色消费开始颇有关注,并尽可能地在自己的日常生活和行为习惯中开始尝试调整,但是部分城镇居民还是秉承着之前的消费生活态度,或者说采取中庸和间歇性的环保和绿色消费行为,并未将这种健康的消费生活从始至终坚持下去。此外,在这3项具体绿色消费度量层面上,均有一成乃至更多的人“从不”采取这三项绿色消费行为,对于在日常环保中的绿色消费层面呈现出一种漠视态度。因此,虽然在国家的大力宣传之下,城镇居民的环保意识逐渐苏醒,但距离中国的全民环保意识和绿色消费行为的落实依旧任重道远。

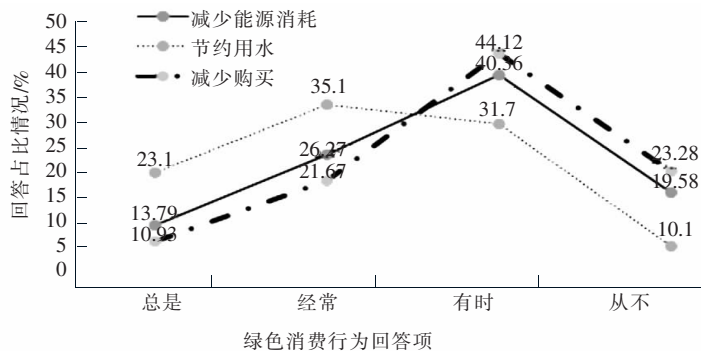


图1 城镇居民不同绿色消费行为的基本分布

“经常”占60%左右,只有10%“从不”节约用水,这可能跟政府多年来宣传节约用水有关。另外,只有大约三分之一的人“经常”或“总是”“为了环保特意不去购买某些商品”,多数人对这一绿色消费行为并没有采取积极行动。由此,就2010年来看,中国城镇居民的绿色消费虽取得一定成效,但仍不容乐观。城镇居民对于绿色消费开始颇有关注,并尽可能地在自己的日常生活和行为习惯中开始尝试调整,但是部分城镇居民还是秉承着之前的消费生活态度,或者说采取中庸和间歇性的环保和绿色消费行为,并未将这种健康的消费生活从始至终坚持下去。此外,在这3项具体绿色消费度量层面上,均有一成乃至更多的人“从不”采取这三项绿色消费行为,对于在日常环保中的绿色消费层面呈现出一种漠视态度。因此,虽然在国家的大力宣传之下,城镇居民的环保意识逐渐苏醒,但距离中国的全民环保意识和绿色消费行为的落实依旧任重道远。

(二)城镇居民绿色消费的影响因素分析

阶层回归分析是一种与逐步回归比较接近的回归分析方法。不同的是,逐步回归更多用来发现那些对因变量有显著影响的变量,而阶层回归则着重辅助于检验研究假设。同时,又因为本文中的因变量——城镇居民绿色消费得分是连续型变量,采用阶层回归能够显示出各个自变量对其造成的增量,这样能更好地了

①《中国版环境关心量表》(CNEP)是从CGSS 2010 L部分第25题中选取的10个态度评判题项,分别为:(1)目前的人口总量正在接近地球能够承受的极限;(2)人类对于自然的破坏常常导致灾难性后果;(3)目前人类正在滥用和破坏环境;(4)动、植物与人类拥有一样的生存权;(5)自然界的自我平衡能力足够强,完全可以应付现代工业社会的冲击;(6)尽管人类有着特殊能力,但是仍然受自然规律的支配;(7)所谓人类正在面临“环境危机”,是一种过分夸大的说法;(8)地球就像宇宙飞船,只有很有限的空间和资源;(9)自然界的平衡是很脆弱的,很容易被扰乱;(10)如果一切按照目前的样子继续,人类很快将遭受严重的环境灾难。

解这些变量所贡献的解释力大小^[25]。因此,本文将采用此种回归方法,在控制变量的基础上,依次纳入社会经济地位和环境关心两个变量,并形成4个模型,城镇居民绿色消费回归分析的模型拟合结果如表2所示。

模型1呈现出的是控制变量对绿色消费的影响,统计结果显示, $F=8.77$,调整 $R^2=0.014$, $P<0.001$,除了性别没有通过显著性检验,婚姻状况和年龄变量均通过了显著性检验;模型2添加了社会经济地位变量,统计结果显示, $F=22.58$,调整 $R^2=0.049$, $P<0.001$,在模型1中不显著的性别变量也开始变得显著,而社会经济地位变量则在0.001显著性水平上通过检验;模型3是在控制变量基础上加入了环境关心,统计结果显示, $F=42.24$,调整 $R^2=0.096$, $P<0.001$,性别变量也不显著,其他控制变量的回归系数仍然显著;模型4为全模型,统计结果显示, $F=41.61$,调整 $R^2=0.108$, $P<0.001$,所有变量回归系数均通过显著性检验。从以上模型的结果可以发现,这4个模型均通过了 F 的统计检验,调整 R^2 也从模型1(仅纳入控制变量)的0.014上升到了模型4(全模型)的0.108,说明其拟合情况相对较好,即社会经济地位与环境关心对于城镇居民绿色消费有着非常重要的影响。

首先考察控制变量模型。男性的绿色消费行为要差于女性,但是两者之间的差异并不显著。婚姻状况则显著影响了城镇居民的绿色消费行为,有配偶的群体要高出无配偶的群体3.468分。年龄也是影响城镇居民绿色消费行为的重要因素,每多出1年的人生阅历,都会使其绿色消费得分增加0.18分。

模型2在模型1基础上加入了社会经济地位变量。可以发现,在控制了基本的人口学特征变量的情况下,社会经济地位变量通过了显著性检验,并对绿色消费行为产生正向影响,其综合得分每提高1分,绿色消费行为得分将提高0.342分。这表明,在控制其他变量情况下,社会经济地位对绿色消费行为有直接正向效应,假设1得到验证。城镇居民社会经济地位越高,越会转向关注环境友好等较高层次需求,从而促使其积极参与相关环保行动以及践行绿色消费行为。在模型2中,本研究还发现在控制变量模型中不显著的性别特征重新突显出重要的影响,回归系数也由-0.539下降至-2.771。年龄因素也在社会经济地位的加入后得到了系数上的提高。从已有的一些研究来看,女性在社会经济地位上往往处于较大的劣势^[26],而社会经济地位的提升又对消费行为有所裨益,因此当该变量被控制的情况下就会加大女性在消费行为上的优势。而同样的解释也可能适用于老年人与年轻人的对比差异上。此外,无配偶的群体在该模型中也明显缩小了与有配偶群体的差距,只不过这种差距还依然存在。

模型3则在模型1基础上加入环境关心变量。可以看出,在控制了基本的人口学特征变量的情况下,环境关心变量通过显著性检验并对绿色消费行为同样呈现出正向影响,其得分每提高1分,都会给绿色消费行为带来1.346分的提升,假设2得到验证,这说明了环境关心与绿色消费行为的联系是十分紧密的,城镇居民对环境问题越关注,越会在日常生活中践行亲环境友好行为。另外,在该模型中,性别的差异不显著但系数依然有所下降。婚姻状况则与控制变量模型相差无几。而年龄因素的回归系数在模型中也有了大幅上升,仅略微低于模型2。事实上,洪大用等^[27-30]的研究发现环境关心是存在年龄差异的,年轻人在环境关心上对于高龄群体更有优势,因而对环境关心的控制则会使年龄的优势在绿色消费行为上有所扩大。

模型4是全模型,纳入了所有变量进行分析。在该模型中,所有变量都在不同水平上通过了显著性检验。其中女性比男性的得分高出2.725分,有配偶的居民比无配偶的居民高出3.092分,年龄每增长一岁,绿色消费得分提升0.28分。社会经济地位的回归系数是0.215,同模型2相比,系数下降了0.127,大约为37.1%;环境关心的系数1.191,较模型3下降了0.155,大约为11.5%。从结果也能看出,环境关心变量的加入,很大程度上消解了社会经济地位给绿色消费行为带来的增益;但反过来,社会经济地位的加入,对环境

表2 城镇居民绿色消费影响因素的多元 OLS 模型

变量类型	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	B(S.E)	B(S.E)	B(S.E)	B(S.E)
性别(女性为参照)	-0.539 (1.267)	-2.771* (1.276)	-1.423 (1.216)	-2.725* (1.235)
婚姻状况 (以无配偶为参照)	3.468* (1.627)	2.702+ (1.601)	3.584* (1.558)	3.092* (1.551)
年龄	0.180*** (0.041)	0.250*** (0.041)	0.243*** (0.039)	0.280*** (0.040)
社会经济地位		0.342*** (0.043)		0.215*** (0.043)
环境关心			1.346*** (0.109)	1.191*** (0.112)
常量	36.221*** (2.359)	19.367*** (3.142)	-17.997*** (4.940)	-22.372*** (4.985)
F	8.770***	22.580***	45.240***	41.610***
R^2	0.016	0.051	0.098	0.111
调整 R^2	0.014	0.049	0.096	0.108
N	1 675	1 675	1 675	1 675

注:(1)括号内为稳健标准误;(2)+为 $P<0.1$,*为 $P<0.05$,**为 $P<0.01$,***为 $P<0.001$ 。

关心所产生的积极效应影响较小。因而,这3个变量之间更深层次的内在联系,也值得做进一步的探究。

(三)环境关心的中介效应

那么社会经济地位影响绿色消费行为的内在过程究竟是怎样的?这里,通过Baron和Kenny^[27]的依次检验回归系数法并结合Preacher和Hayes^{[28]879-891}的自举(Bootstrap法)程序进行中介效应检验。其路径设定大致为三步:首先,考虑自变量 X 对因变量 Y 的影响: $Y=cX+e_1$;其次,考虑中介变量 M 和自变量 X 的关系 $M=aX+e_2$;再次探究 X 如何通过影响变量 M 来影响 Y : $Y=c'X+bM+e_3$ 。如果满足中介效应则需要系数 c 显著,同时系数 a 和 b 也显著。此外,若 c' 不显著,则可以称其为完全中介过程。

在检验方法上,Baron和Kenny^[27]推荐了Sobel检验进行中介效应显著性水平的判断,然而这种中介检验的方法存在着明显的缺陷。其假设检验的标准误是进行无偏估计或有偏估计得来的,换言之,该标准误是伪标准误(估计值),要使估计值准确,需要服从很多的假设条件(例如上面说到的正态分布)。为解决这一缺陷,本文将进一步采用目前比较好的Bootstrap法直接检验系数乘积的显著性。这种方法基于标准误的理论概念,是一种从样本中重复取样的方法,其程序是以样本来代表总体,在此样本中进行放回抽样,直至抽取 n 个组成1个样本,反复 k 次,即 k 个样本。每个样本计算出一个间接作用估计值,获得 k 个值。Bootstrap法产生的置信区间(CI)的估计可能会产生偏差,可以用CI的偏差调整或者偏差调整和加速调整上限值和下限值,如果0不在上下限的区间之内,表明有CI%的可信度认为中介作用显著^{[28]879-891}。环境关心的中介模型如表3、表4所示。

表3的依次回归系数法结果显示,第一步检验中的系数 c 为0.342,通过了显著性检验,说明社会经济地位对绿色消费行为具有正向效应;第二步检验中的系数 a 为0.107,系数通过显著性检验,说明社会经济地位对环境关心具有正向影响;第三步中 b 为1.191,系数通过显著性检验,说明环境关心对绿色消费行为具有正向效应;同样是第三步, c' 取值为0.215,系数也通过了显著性检验,说明在考虑了环境关心变量之后,社会经济地位对环境关心依然具有正向影响。综合这三步检验可以认为,环境关心是连接社会经济地位与绿色消费行为之间的重要中介因素,其具有部分中介效应。最后通过Preacher和Hayes^{[28]879-891}的自举程序(Bootstrap法)检验同样发现,在95%的置信区间下,环境关心中介检验的结果没有包含0(区间的最小值为0.092,最大值为0.162),而百分位置信区间和偏差校正后的置信区间也有相似的结果。这表明环境关心的中介效应显著,同时,其中介效应大小为0.127,再结合直接效应0.215,简单计算后可得知,中介效应占总效应的37.12%。假设3得到验证。

以上的分析表明,环境关心确实和社会经济地位与绿色消费之间发挥着中介作用。从社会经济地位的三维度来看,教育水平的提升、经济水平的提高以及政治地位的获得都能够有效帮助人们提升环境关心的水平,教育水平的提高可以提高人们的环境素养,最直观的路径是学校教育中环境知识习得,一位高学历的城镇居民所获取的环境信息量与普通之间存在落差。这种由教育而带来的能力能够使人对自身生活环境有更好的了解与判断,对环境问题也更加敏感,从而提高其环境关心程度。经济水平的提高也使得人们在温饱之余能投入更多的精力去关心与环境相关的事务:第一,经济能力提升使人们转向了对生活品质的追求,环境因素也被包含在这种生活品质里,因此这一群体提高自身对于环境的关心程度;第二,“仓廩实而知礼节”,相对来说,对于环境的关心更多涉及到了精神层面的追求,经济能力的提升能够使人顾及到在生活水平一般的情况下所无暇关心的问题。第三,从宏观上看,政治地位较高的群体更有可能接触到环境保护相

表3 环境关心中介效应的依次回归系数法分析

回归步骤	标准化回归方程	回归系数检验	
第一步	$c=0.342$	SE=0.043	$t=7.94^{***}$
第二步	$a=0.107$	SE=0.009	$t=11.76^{***}$
第三步	$c'=0.215$	SE=0.043	$t=4.95^{***}$
	$b=1.191$	SE=0.112	$t=10.57^{***}$

注:(1)SE为稳健标准误;(2)+为 $P<0.1$,*为 $P<0.05$,**为 $P<0.01$,***为 $P<0.001$ 。

表4 环境关心中介效应的自举程序(Bootstrap法)检验

效应	系数(自举法标准误)	95%置信区间		变量说明
间接效应	0.127 ^{***} (0.018)	0.092	0.162	
		0.094	0.164	(P)
		0.095	0.165	(BC)
直接效应	0.215 ^{***} (0.044)	0.129	0.302	
		0.128	0.303	(P)
		0.129	0.302	(BC)

注:(1)括号内为稳健标准误;(2)+为 $P<0.1$,*为 $P<0.05$,**为 $P<0.01$,***为 $P<0.001$;(3)(P)表示百分位置信区间,(BC)表示偏差校正后的置信区间。

关政策,甚至是直接参与相关政策法规的制定;同时,从微观上说,该群体相对于一般人也更有可能参与到环保实际行动中,这些得天独厚的优势都会提升高政治地位的群体的环境关心水平。这三股力量汇聚成社会经济地位,较高的地位体现着较高的环境关心水平,根据过往的研究以及本文的验证,这一因果链条走向了对绿色消费行为的支持,从而完成知与行的合一。

五、结论与启示

现有的研究仅仅停留在“社会经济地位—绿色消费”“环境关心—绿色消费”两组链条关系上,相对忽视了社会结构位置和环境意识本身也存在较强的相关关系,并缺乏对“社会经济地位—环境关心—绿色消费”三者之间内在逻辑关系的探讨。对此,本研究基于CGSS2010数据,分析了社会经济地位和环境关心是否对居民的绿色消费行为产生影响以及环境关心是否在社会经济地位与绿色消费中发挥着中介作用。

研究结果表明:(1)中国城镇居民绿色消费情况较为差强人意,虽然说大部分居民的环保行为意识已经开始苏醒并在一定程度上付诸实践,但是仍有少数居民对绿色消费行为采取漠视的态度,将绿色消费行为视作行动日常和消费导向的居民不多,“全民环保”的美好愿景仍然需要进一步去实现。(2)不同人群的绿色消费行为也呈现出层次不齐的态势,总的来说已婚人士和年轻人群更加注重在日常生活中施行绿色消费。(3)社会经济地位和环境关心对绿色消费都具有积极影响,具体表现为城镇居民社会经济地位越高,越多参与绿色消费行为中;对环境越关心,越多实践绿色消费。(4)环境关心在社会经济地位与绿色消费发挥着中介作用,城镇居民的受教育程度、收入状况、政治地位通过其对于环境和自然的关心与态度间接影响着自身的绿色消费行为,社会经济地位对环境关心具有正向效应,而环境关心也对绿色消费具有积极的直接影响。也就是说,城镇居民的社会经济地位越高,其环境关心就越强,就越倾向于选择绿色消费。

当然,本文只是较宽泛引入了环境关心这一中介变量,来分析城镇居民绿色消费行为,其中仍有很多未解释的因素,但这一变量的引入,可以在一定程度上更好地理解社会经济地位与绿色消费之间的具体关联机制,为今后进一步探究绿色消费行为的复杂影响因素提供了启示。

绿色消费是生态文明建设的必然要求,也是实现可持续发展的必经之路,提升绿色消费水平关系到每一代人的福祉。基于研究结论,本研究提出以下建议:第一,在当前碎片化阶层状况与环保事业推进迟缓使得环境行为缺乏阶层基础的背景下,有必要构建合理化阶层结构,政府需要调整产业结构,有效配置资源,促进社会阶层结构由金字塔向橄榄型转变,且鼓励广大中等社会阶层积极参与社会事务,承担其相应社会责任,如关注环境改善等议题。第二,政府需要秉持以经济建设为中心,大力发展经济以提升居民的收入水平,使得民众脱离较低层次的消费方式,在满足基本的生产生活消费水平下,享有经济实力来注重自身消费内容和方式的环保性。第三,政府应大力发展教育事业,提升社会公民的整体素质,并注重环保理念的培养,让绿色环保的概念深入人心。第四,应不断加强对于环保意识的宣传和教育,积极开展倡导绿色消费的相关活动,例如反对餐桌浪费和快递过度包装等来提升居民的环保意识和环保能力,着力培养绿色消费的社会风气,让民众不断内化与增强环保认同感。第五,从公民个人层面而言,从自身做起,将绿色消费理念转化为实质性的绿色消费行为,让环保不滞留于意识层面,在日常生活中做到节能环保、绿色消费。

参考文献:

- [1] PEATTIE K J. Green consumption: behavior and norms[J]. Annual Review of Environment & Resources, 2010, 35(1): 195-228.
- [2] 凡勃伦. 有闲阶级论[M]. 李华夏, 译. 北京: 中央编译出版社, 2012: 57-79.
- [3] 马克思·韦伯. 经济与社会(第1卷)[M]. 阎克文, 译. 上海: 上海人民出版社, 2010: 420-425.
- [4] 皮埃尔·布尔迪厄. 区分: 判断力的社会批判[M]. 刘晖, 译. 北京: 商务印书馆, 2015.
- [5] 王宁. 消费行为的制度嵌入性——消费社会学的一个研究纲领[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2008(4): 140-145.
- [6] MASLOW A H. Motivation and personality[J]. Quarterly Review of Biology, 1970(1): 187-202.
- [7] ALTHOFF P, GREIG W H. Environmental pollution control: two views from the general population[J]. Environment and Behavior, 1977, 9(3): 441-456.
- [8] 清华大学建筑节能研究课题组. 社会地位结构与节能行为关系研究[J]. 江苏社会科学, 2011(6): 47-54.
- [9] 王玉君, 韩冬临. 经济发展、环境污染与公众环保行为——基于中国CGSS2013数据的多层分析[J]. 中国人民大学学报, 2016

- (2):79-92.
- [10] 时立荣,常亮,闫昊.对环境行为的阶层差异分析[J].上海行政学院学报,2016(6):78-89.
- [11] 汪兴东,熊艳龄.农户绿色能源消费行为影响因素研究——基于户用沼气和大中型沼气的比较分析[J].南京工业大学学报(社会科学版),2018(5):69-78.
- [12] AJZEN I. The Theory of planned behavior[J]. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 1991(50):179-211.
- [13] DUNLAP R E, ROBERT E J. Environmental concern: conceptual and measurement issues[J]. In eds. *Handbook of Environmental Sociology* Westport CT: Greenwood Press, 2002:40-76.
- [14] 王建国. 资源节约意识对资源节约行为的影响: 中国文化背景下一个交互效应和调节效应模型[J]. *管理世界*, 2013(8): 77-90.
- [15] 詹姆斯·S·科尔曼. 社会理论的基础[M]. 邓方,译. 北京:社会科学文献出版社,1992:12-25.
- [16] 洪大用,卢春天. 公众环境关心的多层分析——基于中国 CGSS2003 的数据应用[J]. *社会学研究*, 2011(6):154-170.
- [17] 卢春天,石靖,陈玲. 教育对中国城乡居民环境关心的影响[J]. *社会发展研究*, 2018(1):122-137.
- [18] DUNLAP R E, VAN L, KENT D. The “new environmental paradigm”: a proposed measuring instrument and preliminary results [J]. *The Journal Environmental Education*, 1978,9(4):10-19.
- [19] 牟凌云,芦金文. 文化取向、环境信念与生态消费行为——基于人口特征差异的比较分析[J]. *南京工业大学学报(社会科学版)*, 2018(4):54-87.
- [20] STERN P C. New environmental theories: toward a coherent theory of environmentally significant behavior[J]. *Journal of Social Issues*, 2000,56(3):407-424.
- [21] 王毅杰, 茆农非. 社会经济地位、群际接触与社会距离——市民与农民工群际关系研究[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2016(4):60-70.
- [22] 刘欣. 当前中国社会阶层分化的多元动力基础——一种权力衍生论的解释[J]. *中国社会科学*, 2005(4):101-114.
- [23] DUNLAP R E. The impact of political orientation on environmental attitudes and actions[J]. *Environment & Behavior*, 1975,7(4):428-454.
- [24] 洪大用,范叶超,邓霞秋,等. 中国公众环境关心的年龄差异分析[J]. *青年研究*, 2015(1):1-10.
- [25] 丁百仁. 主体嵌入与新生代农民工城市认同研究[J]. *青年探索*, 2017(1):68-76.
- [26] 贺光桦,吴晓刚. 市场化、经济发展与中国城市中的性别收入不平等[J]. *社会学研究*, 2015(1):140-165.
- [27] BARON, R M, KENNY D A. The moderator mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986,51(6):1173.
- [28] PREACHER K J, HAYES A F. Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models[J]. *Behavior Research Methods*, 2008,40(3):879-891.

Socioeconomic Status, Environmental Concern and Green Consumption of Urban Residents

WANG Yijie, YU Qingyang, WANG Liufei

(School of Public Administration, Hohai University, Nanjing Jiangsu 211100, China)

Abstract: Based on the relevant data of the environmental part of the 2010 Chinese General Social Survey (CGSS), this paper uses a multiple linear regression model to explore the impact of socioeconomic status and environmental concern on the current green consumption of urban residents in China, and the mediating effect between socioeconomic status and green consumption. The study finds that socioeconomic status and environmental concern have a significant impact on the green consumption of urban residents. The higher the socioeconomic status of urban residents and the stronger the environmental concern, the more they tend to choose green consumption, and the socioeconomic status also positively affects urban residents' green consumption through the indirect path of environmental concern. Therefore, enhancing the socioeconomic status of urban residents helps to increase their level of environmental concern and promote green consumption.

Key words: urban residents; green consumption; socioeconomic status; environmental concern

[责任编辑:孟青]