

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

王建明

(浙江财经大学工商管理学院/浙江省政府管制与公共政策研究中心, 浙江 杭州 310018)

The Effects of Conservation Awareness to Conservation Behavior: An Interaction and Moderation Effect Model in Chinese Cultural Context

Wang Jian-ming

(Business Administration College, Zhejiang University of Finance & Economics, Hangzhou 310018, China)

作者简介: 王建明, 男, 汉族, 江苏靖江人, 1979 年出生, 九三学社社员。2000 年毕业于西南财经大学, 获经济学学士学位。2003 年毕业于杭州商学院 (现浙江工商大学), 获管理学硕士学位。2007 年毕业于中南财经政法大学, 获管理学博士学位。2012 年作为访问学者在美国密苏里大学哥伦比亚校区 (University of Missouri-Columbia) 进行半年的研究交流。现为浙江财经大学工商管理学院市场营销系副教授、硕士生导师, 浙江财经大学政府管制研究院、浙江省政府管制与公共政策研究中心研究人员 (兼), 是校中青年学科带头人, “人口 资源与环境经济学”硕士点负责人, 浙江省新世纪 151 人才工程第二层次培养人员。主要研究低碳消费行为与政府管制政策。已出版专著 3 部、教材 1 部, 在 Journal of Environmental Planning and Management (SSCI)、《管理世界》、《南开管理评论》、《中国工业经济》、《经济学家》等权威及核心期刊发表论文 50 余篇, 多篇论文被《中国社会科学文摘》、《人大复印资料》转载。主持国家自然科学基金青年项目、国家社科基金后期资助项目、教育部人文社科研究青年项目各 1 项, 主持浙江省自然科学基金、浙江省软科学研究项目、浙江省社科规划项目等省级项目 5 项, 厅级项目多项。获副省级优秀科研成果奖 5 项、厅级科研成果奖 3 项, 其它科研成果奖多项。

所在单位: 浙江财经大学工商管理学院/浙江省政府管制与公共政策研究中心

联系地址: 杭州市下沙高教园区学源街 18 号浙江财经大学工商管理学院王建明(邮编: 310018)。

联系电话: (0)13858091844

电子邮件: sjwjm@zufe.edu.cn; sjwjm@qq.com

全文字符: 21,800 字, 33,800 字符。

^{*}国家自然科学基金青年项目 (71203192)、教育部人文社科研究青年项目 (09YJC630194)、国家社科基金重大项目 (12&ZD211) 和校杰出中青年师资计划 (10141512508) 资助。

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

王建明

摘要：资源节约意识是资源节约行为产生的基础，但意识和行为并不具有天然一致性，这对于理论研究者和政策制定者是一个挑战。通过重庆、武汉、杭州三市的大样本现场调查，运用相关分析、回归分析考察资源节约意识对资源节约行为的主效应，运用层次回归分析意识各维度间的交互效应以及情境变量对意识—行为关系的调节效应，运用分组回归检验中国文化背景对模型中主要路径关系的调节作用。发现了若干创新性结论：资源节约意识两维度（资源节约情感和资源节约知识）对资源节约行为存在显著主效应，资源问题感知和资源节约知识间存在显著的交互效应；物质主义观念、社会压力因素两变量对意识—行为间关系存在显著的调节效应；中国文化背景（面子观念和群体一致两维度）对模型存在显著的调节作用。在此基础上，构建了中国文化背景下的意识—情境—行为模型，发展了意识对行为影响的作用机理理论。

关键词：资源节约意识 意识—行为关系 情境变量 调节效应 面子观念

一、问题的提出

自古以来，资源节约（抑奢崇俭）一直是中华民族的优良传统。如《尚书》提倡“克勤于邦，克俭于家”，《道德经》主张“是以圣人去甚，去奢，去泰”，《论语》强调“奢则不孙，俭则固。与其不孙也，宁固”，《左传》指出“俭，德之共也；侈，恶之大也”，《墨子》呼吁“圣人之所俭节也，小人之所淫佚也。俭节则昌，淫佚则亡”。等等。当然，新时期下的资源节约不是片面的节衣缩食，也不是简单抑制人们合理的消费需求。它具有全新的意蕴：实现资源的可持续使用和社会的可持续发展。相应地，本研究中的资源节约行为是出于资源可持续使用和社会可持续发展目标，公众在日常生活消费过程中注重减量化、再利用、再循环的行为统称。从内涵来说，这里资源节约行为动机是利他型的，而不是利己型的（当然，资源节约行为一般也会产生利己的客观后果）；从外延来说，资源节约行为可以细分为购买购置行为、使用管理行为、处理废弃行为三个维度；从时间维度和绩效影响来说，有些行为侧重于降低即期（直接）的资源消耗（如节约使用水电气、减少塑料袋使用、重复利用产品等），有些行为则侧重于降低长期（间接）的资源消耗（如购买节能高效家电、选择新能源汽车等）。

问题在于，公众意识或素质仍是当前资源节约活动中的一块洼地，并成为制约中国资源节约水平提高的最大障碍（王建明，2012）。提高公众资源节约意识、促进公众资源节约行为成为当前至关重要的战略任务和中心使命。这里，提高资源节约意识和促进资源节约行为并不是同义反复。意识指感知、知识、情感、心理和态度层面，行为则指行动和实践层面。尽管个体的内在意识是行为的重要基础，但资源节约意识和资源节约行为并不具有天然一致性。很多学者假设意识（意向）和行为具有完全一致性，甚至把意识等同于行为。一个突出表现就是，很多学者直接将意识（意向）作为行为的替代性指标展开研究（Lee, 1990; Schwepker 和 Cornwell, 1991）。也有一些学者发现了意识和行为并不完全一致。Smith 和 Haugtvedt（1995）发现，并没有多少人真正采取与他们的亲环境态度（Pro-environmental attitudes）相一致的行为。McGuire 认为，态度和行为之间的低相关是社会心理学诸多耻辱之一（姜峰等，2009）。Prothero et al.（2011）也指出，消费者对可持续消费的态度和行为间存在不一致（即可持续的消费态度和不可持续的消费行为），这对于理论研究者和政策制定者是一个挑战。基于此，讨论资源节约意识对资源节约行为的影响（包括方向路径、作用效果、交互效应、调节机理等），分析意识和行为不一致的内在机理，这是一个值得研究的重要课题。

^{*}基金项目：

二、理论回顾和假设模型

（一）相关理论回顾

研究资源节约意识对资源节约行为的影响必须首先理解个体行为背后的心理机制。从相关文献看，学者们提出了不同的理论以解释个体行为及其背后的心理机制。

社会心理学家 Lewin(1976)在大量实验基础上提出了 Lewin 行为模型(Lewin model of behavior)。Lewin 通过区分内在因素和外部环境表示各种因素对个体行为的方式、强度、趋势等的影响。其中，内在因素包括个体内在的具体条件和特征，如感觉、知觉、情感、学习、记忆、动机、态度以及性别、年龄、个性等；外部环境包括个体外界的各种因素，如科技状况、经济水平、制度结构、文化背景等。Lewin 行为模型指出个体行为是个体与环境相互作用的产物，这在一定程度上揭示了个体行为的一般规律，并将影响行为的多种因素进行了基本归纳和梳理，具有高度概括性和广泛适用性，因而受到学术界的广泛重视和认可，成为理解个体行为的基础理论。

Ajzen 和 Fishbein (1980)发展了理性行为理论(Theory of reasoned action, TRA)，认为行为直接取决于个体执行特定行为的行为意向，行为意向则是个人态度、主观规范(Subjective norm)两大因素共同作用的结果。其中，态度的形成可从个体对实行特定行为结果的显著信念和对结果的评价两个层面解释。主观规范或社会态度是个体对身边重要的人或组织对其执行或不执行特定行为所产生压力的感知。理性行为理论认为任何因素只能通过态度和主观规范来间接地影响行为，这使得人们对个体行为产生了清晰的认识。在理性行为理论基础上，Ajzen (1991)引入了感知行为控制(Perceived behavioral control, PBC)变量，提出了计划行为理论(Theory of planned behavior, TPB)，以期更合理地对个体行为进行解释和预测。在计划行为理论中，行为意向有三个决定因素：一是个人态度，二是主观规范，三是感知行为控制。前两个因素与理性行为理论一致。感知行为控制是个体预期在采取特定行为时自己所感受到可以控制(或掌握)的程度，它与自我效能或促成条件的概念类似。理性行为理论和计划行为理论是两个通用行为模型，是影响范围最广的行为理论。但是理性行为理论和计划行为理论只强调态度的工具性成分(有用—有害、有价值—无价值等)，忽视了态度的情感性成分(喜欢—厌恶、愉快—痛苦等)，这在一定程度上制约了理论对行为的解释能力。

Ölander 和 Thøgersen(1995)提出的动机—机会—能力模型(Motivation-opportunity-ability model, MOA)是解释个体行为的另一个通用模型。Ölander 和 Thøgersen 认为动机(意愿)和行为间的一致性只能在意志控制的条件下实现，由此在模型中纳入能力和机会变量能有效提高模型的解释能力。在模型中，动机包括信念价值、态度、意愿、社会规范等因子，能力包括习惯和任务知识两因子，机会(情境状况)则是“行为的客观的先决条件”。Ölander 和 Thøgersen (1995)对于源头削减的研究指出，改善循环回收的机会对于实际的循环行为有显著影响，而这些实际的循环行为与对循环的态度或者感知的循环困难都不相关。动机—机会—能力模型的重要结构特点是其将动机、能力变量和情境变量整合为亲环境行为的一般模型，这对于解释资源节约意识对行为的影响机理具有相当的启示意义。

Guagnano et al. (1995)发展了态度—情境—行为(Attitude-context-behavior, ABC)理论，指出环境行为是环境态度变量和情境因素相互作用的结果。当情境因素的影响中性时，环境态度和环境行为的关系最强；当情境因素极为有利或不利的时候，可能会大大促进或阻止环境行为的发生，此时环境态度对环境行为的影响会接近于零。这意味着，如果情境因素不利于环境行为(如要支付更高成本、花费更多时间或付出更困难代价的时候)，环境行为对环境态度的依赖性就会显著变弱，对情境的依赖性则会显著增强。Guagnano et al.对路边回收(Curbside recycling)的实证研究也发现了支持这一函数理论关系的证据。态度—情境—行为理论的贡献在于，发现了两类因素(内在态度因素和外部情境因素)对行为的影响，并验证了情境因素对环境态度和环境行为之间关系的调节作用。但态度—情境—行为理论对态度的形成过程以及态度对行为的影响机制没有更深入的分析。王建明(2012)通过质化研究(Qualitative research)构建了意识—情境—行为整合模型

(Consciousness-context-behavior system model)，指出低碳心理意识是低碳消费行为的前置变量，同时意识—行为关系受到内部和外部情境因素（个体实施成本、社会参照规范）的调节作用。当然，这一模型是探索性理论模型，尚需要通过大样本数据进一步验证。

（二）假设模型构建

综合上述研究成果，本研究假设资源节约意识对资源节约行为存在直接影响，且意识—行为关系受到内外部情境变量（个体实施成本和社会参照规范）的调节影响，同时这些影响路径都依存于特定的文化背景（关于文化背景的作用，下文具体阐述）。相应地，本研究提出如下假设模型，即中国文化背景下的意识—情境—行为模型，如图 1 所示。下面我们具体分析该假设模型中的影响路径。

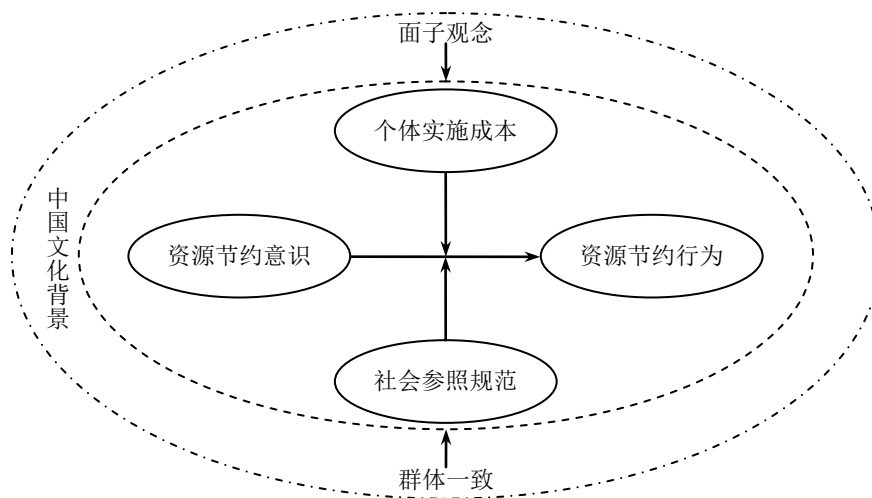


图 1 本研究的假设模型

1. 资源节约意识对资源节约行为的直接影响

根据现有研究，态度、情感、知识、责任等意识因素可能对行为存在显著影响。对于态度因素，Kelly et. al. (2006) 对资源回收行为的研究显示，自主的资源回收行为与其对资源回收的态度确实存在很大关系。Hansmann et al. (2006) 对回收行为的回归分析发现，对不进行回收理由的反对态度与回收行为正相关。这一结论从反面证实了态度对行为的预测作用。杨智、邢雪娜 (2009) 对可持续消费行为的质化研究也显示，态度是影响行为意向的最主要因素。Best 和 Kneip (2011) 通过自然实验研究了态度和行为成本对家庭垃圾回收行为的影响，结果发现路边回收项目对回收参与有强影响，而态度只有中度影响，其交互作用是负的但统计上不显著。可见，态度对行为虽然存在影响，却不如行为成本的影响大。

还有一些学者指出，态度可以进一步细分为感知和情感两个维度（于丹等，2008）。一些研究探索了感知和情感成分在预测不同行为时的相对能力，结果发现，情感成分要比感知成分的预测性更好。事实上，环境情感对环境行为影响的研究结论高度一致，即环境情感和环境行为之间存在正相关关系。Bamberg 和 Möser (2007) 的荟萃分析发现，个体内疚感（这是情感的一种）是亲环境行为的显著预测因素。Mosler et al. (2008) 的结构方程模型分析表明，家庭垃圾回收和堆肥受情感态度的影响最强烈。Meneses (2010) 对情感（包括正面情感和负面情感）进行了研究，以论证情感与回收行为的相关性。结果表明，相对于感知因素来说，回收行为更多地与情感因素相关；相对负面情感来说，回收行为更多地与正面情感相关。可见，回收行为以其情感反应（特别是正面情感）为基础，感知因素则是次要因素。

关于责任意识，Chu 和 Chiu (2003) 对家庭废弃物回收行为的研究表明，感知道德责任提高了家庭废弃物回收的预测性。Wells et al. (2011) 对消费者责任与可持续消费行为间的关系进行了实证

研究,结果也表明责任观念与相关的可持续消费者行为间确实存在关系(如果不算强的话)。还有一些学者研究了与责任意识密切相关的概念——利他主义。Straughan 和 Roberts (1999) 的回归分析结果显示,利他主义是影响生态意识行为的第二个重要的心理变量。由此可见,责任意识或者利他主义确实是影响资源节约行为不可或缺的变量。

关于知识, Frick et al. (2004) 把环境知识分为三类:系统知识、行为相关知识和有效性知识。他们研究发现三种知识对节约行为产生了不同的影响:行为相关知识和有效性知识对行为有直接影响,系统知识仅仅对行为有间接影响,且需要通过另外两类知识的中介才能实现。Budak 和 Oguz (2008) 的研究结果发现,家庭参与回收项目的统计上最显著决定因素是拥有关于回收和回收项目的足够知识。Press 和 Arnould (2009) 分析了可持续能源消费的挑战后指出,消费者知识是约束可持续能源消费的四个主要因素之一。余福茂等(2012)的研究显示,随着居民环境知识的增加,居民的自我能力对其参与废旧家电回收行为的影响程度也显著增强。

基于上述研究,本研究假设感知、情感、责任和知识这四个意识维度对资源节约行为存在显著的直接影响,相应的研究假设如下:

H1: 资源节约意识对资源节约行为存在显著的直接影响

H11: 资源问题感知对资源节约行为存在显著的直接影响

H12: 资源节约情感对资源节约行为存在显著的直接影响

H13: 个体责任意识对资源节约行为存在显著的直接影响

H14: 资源节约知识对资源节约行为存在显著的直接影响

上面仅仅考虑了意识四维度对资源节约行为的独立影响效应,尚未考虑不同意识维度之间的交互效应(Interaction effects)。一个解释变量对结果变量的影响效应会因为另一个解释变量的水平不同而有所不同,则这两个变量之间就存在交互效应。从现有的研究文献看,多数学者往往假设影响行为的各因素是独立、平行的变量,相互之间不存在交互作用(王建明,2012)。事实上,影响行为的各因素并不一定孤立发挥作用,任何一个因素变化都可能引起其它因素变化,一个因素也可能同时被其他因素影响,个体行为就是这些因素交互作用的结果。例如,感知对行为的影响可能会因为个体资源节约知识的不同而存在差异,情感对行为的影响也可能会因为个体资源问题感知的不同而存在差异。如果先验地假设各影响因素独立、平行,相互之间不存在交互作用,这无疑是不现实的,至少需要进一步进行验证。为此本研究提出如下假设:

H2: 意识各维度间存在显著的两两交互作用^①

2. 情境变量对意识—行为关系的调节影响

根据王建明(2012)的探索性研究,情境变量包括内部情境变量(个体实施成本)和外部情境变量(社会参照规范)两方面,它们对意识—行为关系产生调节影响(影响关系的方向或强弱)。在个体实施成本中,物质主义观念(物质主义价值观)和行为麻烦程度是两个主要调节变量。对物质主义观念来说,Thøgersen 和 Ölander (2002)指出,人类价值观和可持续消费模式间存在相关关系。但价值观是可持续消费模式的远端决定因素,它对消费行为的直接影响很弱,需要通过邻近的变量(如感知行为效果、态度等)发挥作用。Hirsh 和 Dolderman (2007)认为,高物质主义的个体倾向于自私、占有欲强,对物质财富和物质占有非常看重。在追求物质占有的过程中,他们很可能忽视社会的资源环境问题。对行为麻烦程度来说,它与计划行为理论中的感知行为控制、动机—机会—能力理论中的机会因子以及态度—情境—行为模型中的情境因素相类似。在社会参照规范中,不少研究文献发现社会参照因素对行为存在显著影响。Staats et al. (2004)发现,社会相互作用可以有效促进个体自愿实行亲环境行为。Abrahamse et al. (2005)的回顾表明,社会期望(他人期望)是能源节约行为的一个决定因素。王建明(2012)的质化研究也发现,社会参照规范(社会风气、社会压力等)显著影响着意识—行为之间的联结关系。可见,社会参照规范(包括社会风气因素和社会压力因素两个维度)确有可能调节着资源节约意识—资源节约行为之间的关系。综上所述,本研究提出如下假设:

H3: 个体实施成本对意识—行为关系有显著调节影响

H31: 物质主义观念对意识—行为关系有显著调节影响

H32: 行为麻烦程度对意识—行为关系有显著调节影响

H4: 社会参照规范对意识—行为关系有显著调节影响

H41: 社会风气因素对意识—行为关系有显著调节影响

H42: 社会压力因素对意识—行为关系有显著调节影响

3. 中国文化背景对意识—情境—行为模型的调节作用

目前多数文献没有考虑文化背景的影响（Bamberg 和 Möser, 2007; Press 和 Arnould, 2009）。这些文献实际上隐含这样的假设：文化是中立的。笔者以为，资源节约意识和行为都是根植于特定的文化背景（与特定文化背景相适配），脱离文化背景去研究意识和行为是存在潜在缺陷的。进一步地，研究中国公众的资源节约意识和行为需要关注中国文化的核心元素。笔者以为，面子观念（Concept of face）和群体一致（Group consistency）是揭示中国文化背景特征的两个关键词。一方面，中国人比较爱脸面、场面，即面子观念在中国文化背景里扮演着至关重要的角色。鲁迅、林语堂、Arthur Smith、L. Stover 等中西方学者都发现面子观念是理解中国人心理和行为的关键（姜彩芬，2009）。林语堂指出，面子、人情、命运是统治中国的三位女神，面子是其中最有力量的一个，是“中国人社会心理最微妙之点，但却是规约中国人社会交往最精致的标准”（黄光国、胡先缙，2010）。一些实证研究也显示，中国人在日常消费中为了面子，往往盲目进行炫耀性消费、攀比性消费和奢侈性消费（姜彩芬，2009），这不可避免地造成资源浪费。另一方面，与群体保持一致也是中国人行为的社会规范，群体一致通过外在奖励或外在压力约束着个体行为。于伟（2009）的实证研究证实，群体一致能够影响中国公众的环保意识，从而促进绿色消费行为的产生。需指出的是，尽管中国文化背景有很多独特的特质，如高权力距离、高风险规避、中庸和谐、关系导向、家庭导向等，但面子观念和群体一致是两个最核心的特质。李东进等（2009）也指出，虽然面子观念和群体一致在不同文化中都存在，但在中国文化中表现得极为明显，并且具有区别于其他文化的特点。王建明（2012）的质化研究进一步表明，面子文化、群体一致压力对意识—行为关系确实存在显著的调节作用。为此本研究提出如下假设：

H5: 中国文化背景对意识—情境—行为模型有显著调节作用

H51: 面子观念对意识—情境—行为模型有显著调节作用

H52: 群体一致对意识—情境—行为模型有显著调节作用

三、数据来源和信效度检验

（一）研究量表设计

对于资源节约行为量表，笔者参考了国内外相关文献（Schwepker 和 Cornwell, 1991; Pickett et al., 1995; Newell 和 Green, 1997; Straughan 和 Roberts, 1999），并根据中国文化背景进行了综合比较与反复修正。最终的量表分为购买购置行为、使用管理行为、处理废弃行为三个维度，共 13 个题项。所有题项都采用里克特（Likert）五级量表制，采取个体主观赋值的方式，得分代表被调查者实行特定资源节约行为的程度。其中：5 总是做到，4 多数做到，3 半数做到，2 偶尔做到，1 从未做到。

在资源节约意识变量中，对于资源问题感知量表，我们借鉴了 Schwepker 和 Cornwell（1991）的感知量表，也参考了 Johnson 和 Johnson（1995）的生态态度量表。对于资源节约情感量表，笔者参考了 Maloney et al.（1975）的生态情感量表。对于资源节约知识量表，我们借鉴了 Schwepker 和 Cornwell（1991）、Pickett et al.（1995）、Straughan 和 Roberts（1999）的相关知识量表，并在其基础上做了较大修正。对于个体责任意识量表，笔者借鉴了 Berkowitz 和 Daniels（1964）的社会责任量表以及 Johnson 和 Johnson（1995）的相关量表，并在其基础上进行了修正。在个体实施成本变量中，对于物质主义观念量表，笔者参考了价值观念和生活方式（VALS 和 VALS2）量表的相关题项

(Richins 和 Dawson, 1992), 并在其基础上有所改动。对于行为麻烦程度量表, 它们具有一定的中国特色, 我们自行设计了两个题项, 即“对我来说, 实行资源节约和回收很麻烦或不方便”、“对我来说, 实行资源节约和回收缺乏相应的社会条件(如附近缺乏回收废旧产品的网点和设施)”。社会参照规范变量中, 社会风气和社会压力两变量具有较强的中国特色, 我们也是自行设计相应的题项。社会风气因素三题项为“政府部门和政府官员一般未做到资源节约和回收”、“公众人物在日常生活中一般未做到资源节约和回收”、“我周围人在日常生活中一般未做到资源节约和回收”。社会压力因素三题项为“实行资源节约和回收会被周围人笑话”、“实行资源节约和回收会使周围人觉得我抠门”、“实行资源节约和回收会使我在周围人面前丢面子”。上述题项也都采用里克特五级量表制, 得分代表被调查者对该题项的同意程度。其中, 5 同意, 4 大致同意, 3 一般, 2 不太同意, 1 不同意。

为了考察中国文化背景(面子观念和群体一致)的影响, 我们在问卷里也设置了相应的题项, 分别为“相对一般人来说, 我在日常生活中比较注重面子”、“相对一般人来说, 我的行为方式较易受周围人的影响”。这两个题项采用两级定类量表(2 是, 1 否), 以便有效地对公众进行分类。

(二) 问卷调查过程

调查在重庆、武汉、杭州三个城市进行。从地理位置看, 三市分别位于西部、中部和东部, 但都位于长江流域, 处于相近的纬度线上, 气候状况也非常接近, 选择这三个城市进行调查有一定的可比性。从发展水平看, 三市可以分别视为中国经济发展水平较低、中等、较高的城市。根据《中国统计年鉴(2012)》, 2011 年重庆、武汉、杭州三市的人均地区生产总值分别为 30066 元、81745 元、100891 元(省会城市和计划单列市平均为 81896 元), 三市在岗职工平均工资分别为 40042 元、45644 元、54408 元(省会城市和计划单列市平均为 46556 元)。由此, 选择这三个城市进行调查也有一定的代表性。

调查主要在三市的广场、公园、街道、小区等公共场所进行, 通过现场发放、现场填写、现场回收的面对面方式完成问卷。为了使样本更契合城市公众的实际, 我们采用分层随机抽样技术确保各人口层次都占一定比例。例如, 在三市的主要城区选择很多调查点, 以确保样本来源广泛、分布均匀。同时实现样本的性别比例大致平衡, 各年龄、学历、职业和收入层次都有一定配额。

调查于 2011 年 1 月~4 月进行, 共回收有效样本 1330 份。从样本的城市分布看, 重庆样本 445 个, 占 33.5%, 武汉样本 416 个, 占 31.3%, 杭州样本 469 个, 占 35.3%; 从性别分布看, 男性占 55.0%, 女性占 45.0%; 从年龄看, 15-24 周岁占 18.4%, 25-34 周岁占 32.6%, 35-44 周岁占 22.8%, 45-54 周岁占 15.7%, 55 周岁以上占 10.6%; 从学历看, 初中及以下占 17.5%, 高中或中专占 30.7%, 大专占 25.3%, 本科占 22.5%, 研究生及以上占 4.0%; 从个人月收入看, 1200 元以下占 8.9%, 1201-2400 元占 34.0%, 2401-3600 元占 26.6%, 3601-4800 元占 13.3%, 4801-6000 元占 9.2%, 6001 元以上占 8.1%; 从职业看, 制造、运输工人、手艺人及相关人员占 11.3%, 服务业员工、商业人员、销售人员占 26.7%, 政府或企事业单位职员、管理者占 15.3%, 各类专业技术、教育科研人员占 14.6%, 个体经营者、老板、工商户等占 17.4%, 其他职业占 14.7%。此外, 低面子观念样本占 37.8%, 高面子观念样本占 62.2%; 低群体一致样本占 47.6%, 高群体一致样本占 52.4%。

(三) 样本信效度检验

本研究主要采用内在信度(Internal reliability)指标对量表信度进行检验。如表 1 所示, 所有变量的 Cronbach's α 信度指标几乎都在建议值 0.7 以上, 有的还达到 0.9。行为麻烦程度这一变量的 Cronbach's α 信度指标稍低, 这可能有三方面原因; 一是, 行为麻烦程度更多反映了个体行为的具体情境、客观条件, 由此不同城市、不同地区、不同个体对行为麻烦程度的看法不尽一致; 二是, 行为麻烦程度题项数偏少(只有 2 个题项), 这也导致其信度指标偏低; 三是, 行为麻烦程度是笔者首次设计的, 属于探索性量表。对于探索性量表来说, 信度指标低于 0.7 也是可以接受的(Nunnally, 1978)。除了采用 Cronbach's α 信度指标外, 我们还结合变量相关系数分析(Corrected item total correlation, CITC)来评价量表的收敛度。结果显示, 各题项与总体的 CITC 值都接近或超过建议值 0.4。可见, 本量表的内部一致性、可靠性和稳定性比较好, 内部信度比较理想。

表 1 量表的信度和效度检验

变量代码	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	Y ₁	Y ₂	Y ₃	Y ₄	Z
变量题项数	13	3	3	2	3	4	2	3	3
Cronbach's α 系数	0.814	0.837	0.836	0.849	0.792	0.511	0.751	0.903	0.853
KMO 检验	0.715	0.718	0.500	0.725	0.773	0.500	0.642	0.753	0.850
Bartlett's 球形检验	χ^2 统计量	1353	1597	972	1714	166	1047	2534	5840
	自由度	3	3	1	3	6	1	3	78
	显著性水平	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注：X₁ 代表资源问题感知，X₂ 资源节约情感，X₃ 个体责任意识，X₄ 资源节约知识，Y₁ 物质主义观念，Y₂ 行为麻烦程度，Y₃ 社会风气因素，Y₄ 社会压力因素，Z 资源节约行为。

本研究采用专家判断法检验内容效度（Content validity）。量表正式形成以前，笔者与相关领域专家、代表性公众进行了深度访谈，咨询他们哪些因素对度量各解释变量和结果变量重要，归纳得出原始量表。此后，笔者对公众进行了两轮预调查。接着对预调查结果进行分析，总结了被调查者的合理意见，对量表进行了进一步修正和完善。总的来说，本量表内容有一定的广度，且切合调查目标，内容效度较为理想。

本研究采用因子分析法检验建构效度（Construct validity）。建构效度的常用判定指标有两个，即 KMO 值和 Bartlett's 球形检验卡方值。如表 1 所示，资源问题感知、资源节约情感、资源节约知识、物质主义观念、社会压力因素和资源节约行为这六项的 KMO 值均超过 0.7，个体责任意识、行为麻烦程度、社会风气因素这三项的 KMO 值略低。所有分项的 Bartlett's 球形检验显著性水平均为 0.000，因此，拒绝 Bartlett's 球形检验零假设，可以认为本量表及各组成部分建构效度良好。

四、实证检验和结果解释

（一）意识对行为影响的主效应和各维度间的交互效应检验

我们先大致描绘各变量均值及其相互依存关系，各变量均值以及相互间的皮尔森相关系数（Pearson correlation coefficient）矩阵如表 2 所示。

表 2 变量间相关系数矩阵

	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	Y ₁	Y ₂	Y ₃	Y ₄	Z
均值（M）	4.50	4.03	4.46	3.52	2.87	3.14	3.75	2.32	3.69
标准差（S.D.）	0.70	0.84	0.75	0.89	0.87	0.95	0.81	1.06	0.68
X ₁ 资源问题感知	1								
X ₂ 资源节约情感	0.375**	1							
X ₃ 个体责任意识	0.396**	0.599**	1						
X ₄ 资源节约知识	0.142**	0.142**	0.198**	1					
Y ₁ 物质主义观念	-0.023	0.039	0.034	0.162**	1				
Y ₂ 行为麻烦程度	-0.001	0.009	-0.037	0.032	0.298**	1			
Y ₃ 社会风气因素	0.155**	0.077**	0.049	0.063*	0.081**	0.333**	1		
Y ₄ 社会压力因素	-0.067*	-0.015	-0.094**	-0.060*	0.265**	0.278**	0.146**	1	
Z资源节约行为	0.189**	0.396**	0.286**	0.179**	-0.092**	-0.054	-0.036	-0.074**	1

注：**代表相关系数在0.01的显著性水平下显著，*代表相关系数在0.05的显著性水平下显著，下同。

在资源节约意识中，资源问题感知和个体责任意识两维度得分相对最高（均值达到或接近 4.5）。资源节约情感相对低些，均值为 4.03。资源节约知识得分最低，均值仅为 3.52。这表明，公众对资源问题的感知程度较高，也具备相应的责任意识，但他们对于资源节约的情感态度还不够强烈，资源节约知识也相对缺乏。在个体实施成本中，物质主义观念和为行为麻烦程度两变量的均值在 3 左右，处于“一般”水平。在社会参照规范中，社会风气因素的均值为 3.75，这表明大多数人认为社会参照群体（政府部门、官员、公众人物和周围人）未能做到资源节约行为。社会压力因素的均值为 2.32，这显示多数人并没有认为实行资源节约行为会被人嘲笑、被认为抠门或丢面子。但据我们分析，一些人或许存在一定程度的言行不一，他们虽然口头声称实行资源节约不会承受社会压力，但现实行为中往往并不是这样（笔者对一些典型个体的深度访谈也证明了这一点）。

在 0.01 的显著性水平下，资源问题感知、资源节约情感、个体责任意识、资源节约知识、物质主义观念、社会压力因素六变量与资源节约行为显著相关。从各变量与行为间的皮尔森相关系数看，资源节约情感最大，其次为个体责任意识、资源问题感知和资源节约知识，物质主义观念、社会压力因素两变量最小。

下面采用多元回归模型考察意识对行为的影响效应。我们建立了如下回归模型：

$$Z = \alpha + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 X_3 + \alpha_4 X_4 + \alpha_{1i} X_1 X_2 + \alpha_{2i} X_1 X_3 + \alpha_{3i} X_1 X_4 + \alpha_{4i} X_2 X_3 + \alpha_{5i} X_2 X_4 + \alpha_{6i} X_3 X_4 + \mu_m$$

其中， $X_m X_n$ 代表两维度之间的交互效应，如 $X_1 X_2$ 代表资源问题感知和资源节约情感之间的交互效应。 α_i 为回归系数， α 为常数项， μ_m 为误差项。在回归模型中，我们先不考虑交互效应，仅考虑意识各维度的主效应（模型一），接着考虑意识各维度之间的相互关系和交互作用（模型二）。分析前，我们对所有变量进行了中心化处理。检验结果如表 3 所示^②。

表 3 意识对行为的主效应和各维度间的交互效应检验结果

	模型一			模型二		
	标准化回归系数	t值	显著性水平	标准化回归系数	t值	显著性水平
（常数项）	-0.004	-0.174	0.862	-0.022	-0.766	0.444
X ₁ 资源问题感知	0.029	1.026	0.305	0.052	1.706	0.088
X ₂ 资源节约情感	0.337	10.407	0.000	0.342	10.458	0.000
X ₃ 个体责任意识	0.061	1.831	0.067	0.068	1.780	0.075
X ₄ 资源节约知识	0.117	4.527	0.000	0.112	4.196	0.000
X ₁ ×X ₄ （感知×知识）				0.105	3.459	0.001
X ₂ ×X ₄ （情感×知识）				-0.047	-1.409	0.159
X ₃ ×X ₄ （责任×知识）				0.007	0.201	0.841
X ₁ ×X ₂ （感知×情感）				0.040	1.397	0.163
X ₁ ×X ₃ （感知×责任）				-0.052	-1.869	0.062
X ₂ ×X ₃ （情感×责任）				0.024	1.016	0.310
相关系数R		0.420			0.433	
判定系数R ²		0.176			0.187	
调整的R ²		0.174			0.181	
R ² 变化量		0.176			0.011	
F值		68.360			29.313	
F值变化		68.360			2.879	

F值变化的显著性水平	0.000	0.009
显著性水平	0.000	0.000

在 0.01 的显著性水平下，资源节约情感和资源节约知识对资源节约行为的主效应显著，资源问题感知和个体责任意识的主效应在统计上不显著。笔者以为，造成这一现象的原因在于：普通公众对资源耗竭问题一般都有一定的认知（即认识到问题严重），也自认为具备一定的责任意识（但实际行为中可能并不是这样），这导致感知和责任反而对行为没有显著影响。

从交互效应看，资源问题感知与资源节约知识之间存在显著的正向交互作用，其他变量间的交互作用不显著。感知与知识间的交互作用斜率图如图 2 所示。在图 2A 中，对于高资源节约知识的个体来说，资源问题感知与资源节约行为之间的正向作用较强，增强他们的资源问题感知可以有效促进其实行资源节约行为；而对于低资源节约知识的个体来说，资源问题感知与资源节约行为之间的正向作用较弱。这一结果的政策启示是，政策制定者增强资源问题感知可以特别针对已经具备一定资源节约知识的个体。对于不具备基本资源节约知识的个体来说，片面增强其资源问题感知甚至可能产生意想不到的负面效果（例如，导致他们产生不可挽回、完全崩溃的心理和行为反应）。在图 2B 中，对于高资源问题感知的个体来说，提高资源节约知识可以有效促进其实行资源节约行为；而对于低资源问题感知的个体来说，资源节约知识与资源节约行为之间的正向作用较弱。这一结果的政策启示是，政策制定者提高资源节约知识可以特别针对已经具备一定资源问题感知的个体。对于不具备基本资源问题感知的个体来说，片面提高资源节约知识甚至可能产生意想不到的负面效果（例如，导致他们产生反感、抵触的心理和行为反应）。

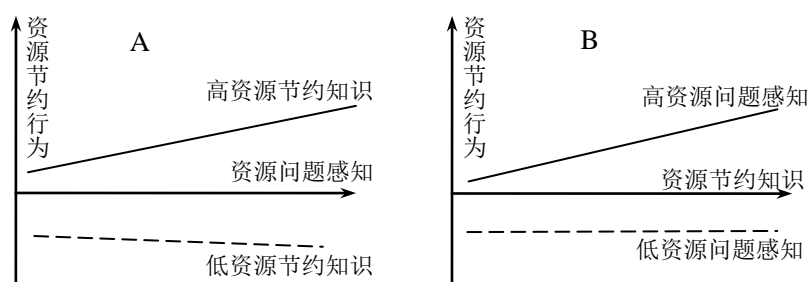


图 2 资源问题感知和资源节约知识间的交互效应

（二）情境变量对意识—行为关系的调节效应检验

根据温忠麟等（2005），当解释变量和调节变量都是连续变量时，做层次回归分析以检验调节效应（Moderation effect）。本研究中，检验情境变量调节效应的理论模型如下：

$$Z = \alpha + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 X_3 + \alpha_4 X_4 + \alpha_1 Y_i + \alpha_{1i} X_1 Y_i + \alpha_{2i} X_2 Y_i + \alpha_{3i} X_3 Y_i + \alpha_{4i} X_4 Y_i + \mu_m$$

其中， Y_i 代表相应的情境变量，交互项 $X_m Y_i$ 代表变量 Y_i 对 X_m — Z 之间关系的调节效应。例如， $X_1 Y_1$ 代表物质主义观念对资源问题感知—资源节约行为间路径关系的调节效应。在层次回归的第一步（模型一），我们先不纳入情境变量，只将意识四维度纳入模型，分析其主效应；接着将特定情境变量纳入回归模型，分析其主效应（模型二），最后考虑特定情境变量的调节效应（模型三）。与前面分析交互效应类似，分析调节效应前我们也对所有变量进行了中心化处理。

表4第一列显示了物质主义观念的调节效应检验结果。模型一与前面表3的结果基本一样。在模型二中，物质主义观念的主效应显著且为负，这意味着物质主义观念对资源节约行为存在反向的抑制作用，这印证了Hirsh和Dolderman（2007）的研究结果。在模型三中，在0.01的显著性水平下，物质主义观念对知识—行为间关系存在显著的调节作用（为了避免“存伪”的第Ⅱ类错误，这里和下文的调节效应检验是以0.01的显著性水平为准）。物质主义观念与资源节约知识之间的交互作用如图3A

所示。对于高物质主义观念的个体来说，资源节约知识与资源节约行为之间的正向作用较强，提高他们的资源节约知识可以有效促进其实行资源节约行为；而对于低物质主义观念的个体来说，资源节约知识与资源节约行为之间的正向作用较弱。进一步说，物质主义观念对于知识—行为之间的正向关系存在促进的调节作用。这一结果的政策启示是，一方面，鉴于物质主义观念与资源节约行为呈反向依存关系，政策制定者应转变高物质主义观念以减少资源节约行为的障碍；另一方面，鉴于物质主义观念对知识—行为间关系的调节作用，政策制定者提高资源节约知识可以特别针对高物质主义观念的个体。反过来说，只要大力提高资源节约知识，物质主义和资源节约行为在一定程度上是可以相伴共存的。由此，随着经济的发展和日趋物质主义的消费，资源节约行为并非一定渐趋渐远。这一定程度上印证了Wang et al.（2013）的研究结果。

表 4 情境变量的调节效应检验结果

	Y ₁ （物质主义观念）			Y ₂ （行为麻烦程度）			Y ₃ （社会风气因素）			Y ₄ （社会压力因素）		
	模型一	模型二	模型三	模型一	模型二	模型三	模型一	模型二	模型三	模型一	模型二	模型三
(α)	-0.007	-0.008	-0.022	-0.008	-0.009	-0.009	-0.006	-0.006	-0.001	-0.006	-0.006	-0.007
X ₁	0.031	0.023	0.029	0.032	0.033	0.032	0.029	0.042	0.033	0.029	0.027	0.052
X ₂	0.336**	0.343**	0.342**	0.331**	0.333**	0.333**	0.334**	0.336**	0.338**	0.336**	0.340**	0.331**
X ₃	0.061	0.060	0.056	0.063	0.058	0.062	0.063	0.060	0.062	0.061	0.054	0.055
X ₄	0.116**	0.137**	0.138**	0.116**	0.118**	0.116**	0.115**	0.118**	0.118**	0.116**	0.113**	0.105**
Y _i		-0.128**	-0.133**		-0.056*	-0.058*		-0.081**	-0.082**		-0.058*	-0.050
X ₁ ×Y _i			-0.050			-0.020			-0.033			0.039
X ₂ ×Y _i			0.074			-0.030			-0.025			-0.056
X ₃ ×Y _i			-0.065			0.015			0.032			-0.071*
X ₄ ×Y _i			0.067**			0.042			-0.010			0.076**
R	0.419	0.437	0.449	0.418	0.421	0.425	0.418	0.425	0.427	0.418	0.422	0.437
R ²	0.175	0.191	0.202	0.174	0.178	0.180	0.174	0.181	0.183	0.175	0.178	0.191
Adj. R ²	0.173	0.188	0.196	0.172	0.174	0.174	0.172	0.178	0.177	0.172	0.175	0.185
ΔR ²	0.175	0.016	0.10	0.174	0.003	0.003	0.174	0.007	0.002	0.175	0.003	0.013
F	67.728	60.186	35.568	67.244	54.956	30.972	67.304	56.252	31.540	67.568	55.246	33.367
ΔF	67.728	24.926	4.069	67.244	4.966	0.994	67.304	10.117	0.713	67.568	5.092	5.125
Sig.(ΔF)	0.000**	0.000**	0.003**	0.000**	0.026*	0.410	0.000**	0.002**	0.583	0.000**	0.024*	0.000**
Sig.	0.000**	0.000**	0.000**	0.000**	0.000**	0.000**	0.000**	0.000**	0.000**	0.000**	0.000**	0.000**

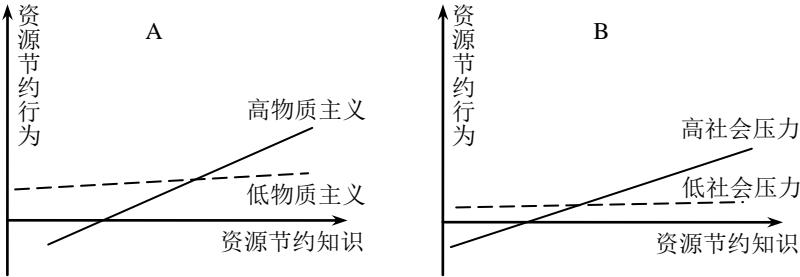


图 3 情境变量的调节影响

表4第二列显示了行为麻烦程度的调节效应检验结果。可以看出，行为麻烦程度的主效应显著且为负（在0.05的显著性水平下，见模型二），这意味着行为麻烦程度对资源节约行为存在反向的抑制

作用。但行为麻烦程度对意识各维度均没有显著的调节作用（见模型三）。

第三列显示了社会风气因素的调节效应检验结果。可以看出，社会风气因素对资源节约行为存在反向的抑制作用（但社会风气因素对意识各维度均没有显著的调节作用）。这一结果证实了社会比较理论（Social comparison theory），特别是向上社会比较（Upward social comparison）在资源节约行为领域也存在。根据Festinger的向上社会比较理论，人们通常和相同阶层或更高阶层相比较（迈尔斯，2006）。当他们感知到重要参照群体未实行资源节约行为时，其资源节约行为就发生了扭曲，即产生了意识—行为的不一致。而且独具中国特色的是，中国公众往往还喜欢和政府部门、政府官员进行向上比较。

第四列显示了社会压力因素的调节效应检验结果。可以看出，社会压力因素对资源节约行为存在反向的抑制作用（在0.05的显著性水平下），可见消极社会压力会成为资源节约行为的一个显著障碍。这证实了Staats et al.（2004）的研究结果。另外，社会压力因素对知识—行为间关系存在显著的调节作用，其交互作用如图3B所示。对于高社会压力的个体来说，资源节约知识与资源节约行为之间的正向作用较强；而对于低社会压力的个体来说，资源节约知识与资源节约行为之间的正向作用较弱。这一结果的直接政策启示是，政策制定者向高社会压力的个体传播资源节约知识更重要、也更迫切。反过来说，对于高社会压力的个体来说，提高资源节约知识可以显著减弱高社会压力对行为的负面影响。此外，上述结果还带来一个隐含政策启示，即如果能够有效地将消极（负面）社会压力转变为积极（正面）社会压力，这极可能会加倍促进资源节约行为。

在四个情境变量中，行为麻烦程度、社会风气因素更多地偏向于客观情境因素，物质主义观念、社会压力因素则更多地偏向于主观情境因素。可见，制约知识向行为转化的主要调节因素不是客观情境因素，而是主观情境因素。

（三）中国文化背景的调节作用检验

下面进一步检验中国文化背景（包括面子观念和群体一致两维度）的调节作用。先用单因素方差分析（Analysis of variance, ANOVA）考察中国文化背景对结果变量和解释变量的直接影响，结果如表5所示。在0.01的显著性水平下，高面子观念组和低面子观念组在资源节约知识、物质主义观念、行为麻烦程度、社会压力因素和资源节约行为上存在显著差异，即高面子观念组的资源节约知识较少，更倾向于物质主义观念，认为行为实施更麻烦，感知的社会压力更大，资源节约行为也相对较少；高群体一致组和低群体一致组在资源问题感知、个体责任意识、物质主义观念、行为麻烦程度、社会压力因素上存在显著差异，即高群体一致组的资源问题感知和个体责任意识相对较少，更倾向于物质主义观念，认为行为实施更麻烦，感知的社会压力也更大。

表 5 中国文化背景的单因素方差分析结果

变量名称	面子观念					群体一致				
	低面子	高面子	总体	F 值	显著性水平	低一致	高一一致	总体	F 值	显著性水平
X ₁ 资源问题感知	4.51	4.49	4.50	0.158	0.691	4.56	4.44	4.50	9.197	0.002
X ₂ 资源节约情感	4.00	4.06	4.04	1.288	0.257	4.03	4.04	4.03	0.021	0.884
X ₃ 个体责任意识	4.49	4.45	4.46	1.311	0.252	4.53	4.40	4.46	8.787	0.003
X ₄ 资源节约知识	3.61	3.47	3.52	7.062	0.008	3.55	3.50	3.52	0.909	0.341
Y ₁ 物质主义观念	2.62	3.01	2.86	68.448	0.000	2.74	2.97	2.86	23.291	0.000
Y ₂ 行为麻烦程度	3.00	3.22	3.14	17.176	0.000	3.06	3.21	3.14	8.287	0.004
Y ₃ 社会风气因素	3.69	3.79	3.75	5.540	0.019	3.72	3.78	3.75	2.046	0.153
Y ₄ 社会压力因素	2.05	2.49	2.32	57.951	0.000	2.11	2.52	2.32	51.931	0.000
Z资源节约行为	3.75	3.66	3.69	6.468	0.011	3.71	3.68	3.69	0.605	0.437

下面检验面子观念和群体一致对模型中主要路径关系的调节作用。根据温忠麟等（2005），当自变量是连续变量、调节变量是类别变量时，检验调节变量对特定路径关系的调节作用时可以实行分组回归，然后比较不同组别的回归系数差异，若差异显著，则调节作用显著。在这里，为了避免模型过于复杂而难以解释，分组回归时我们不考虑意识各维度间的交互效应和情境变量的调节效应，只考虑意识变量和情境变量的主效应（根据前面的分析，意识变量和情境变量对行为的主效应多数是显著的）。

如表6第一列所示，对于不同面子观念组别，回归模型存在较大差别。在高面子观念组，资源节约情感、资源节约知识、物质主义观念三变量对资源节约行为存在显著影响（显著性水平为0.01，下同）。在低面子观念组，资源问题感知、资源节约情感和社会风气因素三变量对资源节约行为存在显著影响。可见，面子观念对模型中四条路径关系（感知—行为、知识—行为、物质主义—行为、社会风气—行为）存在显著的调节作用。具体来说，对于高面子观念个体，提高资源节约知识、转变物质主义观念可以显著促进其实行资源节约行为；而对于低面子观念个体，增强其对资源严峻形势的认识、减少其对不良社会风气的感知可以显著促进其实行资源节约行为。从现有的文献看，学者们仅仅注意到面子观念与资源节约行为存在负向依存关系（姜彩芬，2009）。本研究则更进一步表明，面子观念除了对资源节约行为存在主效应外，还对模型中的主要路径关系存在调节作用。

表 6 中国文化背景的调节作用检验结果

	面子观念		群体一致	
	高面子观念	低面子观念	高群体一致	低群体一致
（常数项）	-0.049	0.035	-0.022	-0.036
X ₁ 资源问题感知	-0.017	0.134**	0.045	0.021
X ₂ 资源节约情感	0.367**	0.281**	0.347**	0.324**
X ₃ 个体责任意识	0.036	0.119*	0.039	0.083
X ₄ 资源节约知识	0.167**	0.070	0.165**	0.105**
Y ₁ 物质主义观念	-0.129**	-0.061	-0.111**	-0.134**
Y ₂ 行为麻烦程度	-0.081*	0.090*	-0.049	0.038
Y ₃ 社会风气因素	-0.011	-0.130**	-0.108**	-0.021
Y ₄ 社会压力因素	0.041	-0.104*	0.059	-0.116**
相关系数R	0.448	0.469	0.453	0.446
判定系数R ²	0.200	0.220	0.205	0.199
调整的R ²	0.192	0.207	0.195	0.188
F值	24.175	16.678	21.109	18.343
显著性水平	0.000**	0.000**	0.000**	0.000**

如表6第二列所示，对于不同群体一致组别，回归模型存在一定差别。在高群体一致组，资源节约情感、资源节约知识、物质主义观念、社会风气因素四变量对资源节约行为存在显著影响。在低群体一致组，资源节约情感、资源节约知识、物质主义观念和社会压力因素四变量对资源节约行为存在显著影响。可见，群体一致主要对模型中两条路径关系（社会风气—行为、社会压力—行为）存在调节作用。具体来说，对于高群体一致个体，扭转社会不良风气可以显著促进其实行资源节约行为；而对于低群体一致个体，减少消极社会压力可以显著促进其实行资源节约行为。

五、研究结论和政策启示

（一）主要研究结论

本研究首次对中国文化背景下的意识—情境—行为模型进行了实证检验，结果证实了这一模型的成立。研究假设的检验结果汇总如表7所示，最终模型如图4所示（虚线箭头表示该路径系数在0.01的显著性水平下不显著）。

表 7 研究假设的检验结果汇总

变量类型	变量名称	效应类型	原假设	对应变量	检验结果	具体结论
意识变量	资源节约意识	H1 主效应	H11	X ₁ 资源问题感知	拒绝	无显著影响
			H12	X ₂ 资源节约情感	接受	正向影响
			H13	X ₃ 个体责任意识	拒绝	无显著影响
			H14	X ₄ 资源节约知识	接受	正向影响
		H2 交互效应	H2	X _m ×X _n	部分接受	感知和知识间存在交互作用
情境变量	个体实施成本	H3 调节效应	H31	Y ₁ 物质主义观念	部分接受	物质主义对知识—行为路径存在调节作用
			H32	Y ₂ 行为麻烦程度	拒绝	未发现调节作用
	社会参照规范	H4 调节效应	H41	Y ₃ 社会风气因素	拒绝	未发现调节作用
			H42	Y ₄ 社会压力因素	部分接受	社会压力对知识—行为路径存在调节作用
文化变量	中国文化背景	H5 调节效应	H51	C ₁ 面子观念	部分接受	面子观念对模型中部分路径存在调节作用
			H52	C ₂ 群体一致	部分接受	群体一致对模型中部分路径存在调节作用

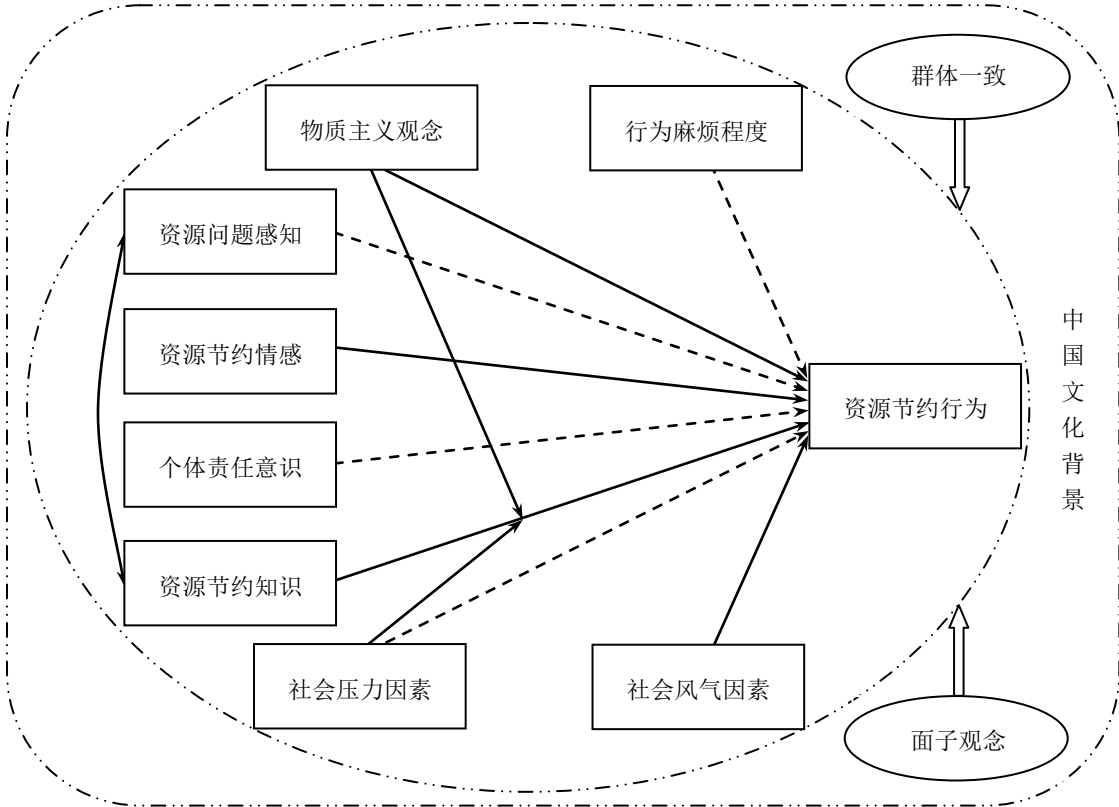


图 4 意识—情境—行为模型的假设检验结果

在Ajzen（1991）的理性行为模型或计划行为模型中，个人态度和主观规范是两个平行变量，本模型则对两者进行了区分（意识变量为前置变量，社会规范和实施成本则是情境变量），这是本模型对理性行为模型和计划行为模型的一个发展。与Guagnano et al.（1995）的态度—情境—行为模型、

Ölander和Thøgersen（1995）的动机—机会—能力模型不同的是，本模型不但分析了意识变量的维度结构及其交互效应，还探索了情境变量的维度结构及其调节效应，这是本模型对态度—情境—行为模型和动机—机会—能力模型的重要发展。此外，本研究没有遵循学者们惯常的“文化中立”假设，而是考察了文化背景对意识—情境—行为模型的内隐式影响，并首次论证了中国文化背景下各解释变量和行为变量之间相互关系的性质，发展了资源节约意识对资源节约行为影响的作用机理理论^③，其基本命题表述如下。

命题一：意识是行为的内驱或诱致因子（Predisposing factor），情境变量通过影响意识—行为之间的关系强度或方向而起着调节作用。资源节约意识是资源节约行为产生的基础，它通过影响个体对资源节约的心理偏好从而促进行为发生。当个体缺乏意识时，必然不会自觉实行资源节约行为。但个体具备相应的意识，资源节约行为也不必然产生。换言之，资源节约意识是资源节约行为的必要而非充分条件。个体实施成本是影响行为的内部情境因素，它是使意识和动机得以实现的因素，是资源节约行为的机会或条件因子（Enabling factor）。社会参照规范是影响行为的外部情境因素，它对于意识—行为路径关系起着增强或减弱作用，是资源节约行为的强化或促进因子（Reinforcing factor）。在三类解释变量中，个体实施成本主要对应于理性经济人的人性特征，社会参照规范主要对应于社会人的人性特征，资源节约意识则主要对应于自我实现人（自动人）的人性特征。从资源节约行为的动机来说，既存在经济动机，也存在社会动机，还存在自我实现动机。可见，Schein（1988）的“复杂人”人性假设在资源节约行为领域也同样适用。

命题二：资源节约行为不是取决于意识结构中最强的维度（感知和责任），而是取决于意识结构中最弱的维度（情感和知识）。本研究表明，资源节约意识结构内部确实存在相对“短板”因素（情感和知识）和相对“长板”因素（感知和责任），且“短板”因素对资源节约行为存在显著的直接影响，“长板”因素对资源节约行为的直接影响并不显著。可见，意识结构中的“长板”因素并不能有效决定和预测其资源节约行为（个别维度的强意识往往属于无效意识或虚假意识）。与之相对，意识结构中的“短板”因素才真正决定着资源节约行为。这印证了管理学家Peter的木桶效应（Buckets effect）或短板理论（Cannikin law）在资源节约意识结构中也存在。由此，政策制定者无需过多地在意识结构的“长板”因素上投入（这种投入往往是无效投入），而应该更多地侧重于消除意识结构中的“短板”因素。进一步说，当个体意识结构的各维度相互一致、相互配套、相互加强时，资源节约意识对资源节约行为的预测效果才会显著增加。

命题三：从意识结构的内部维度看，资源问题感知和资源节约知识两维度间存在显著的正向交互作用，即感知和知识彼此对对方起着“放大器”（Amplifier）的作用。现有的多数文献往往忽视了意识各维度间的交互作用，本文的这一结论在一定程度上弥补了这一缺陷。更重要的是，这一结论还证实了Tichenor et al.（1970）的“知识鸿沟假说”（Knowledge gap hypothesis）在资源节约行为领域存在。随着传播媒介向公众传播资源问题形势和资源节约知识的力度增加，高认知个体（高资源问题感知和高资源节约知识）会比低认知个体（低资源问题感知和低资源节约知识）更快更好地转向资源节约行为模式^④。与之相对的是，高认知个体的资源节约行为相对低认知个体原本就相应较多，由此两类人群之间的行为分化或鸿沟会相对扩大，而不是相对缩小。可见，社会不同阶层在资源节约行为领域会出现“阶层分化”或“鸿沟扩大”现象。与经典的“知识鸿沟假说”不同的是，这里不仅存在认知鸿沟的扩大现象，而且更重要的是存在行为鸿沟的扩大现象。这一现实值得政策制定者关注和重视。

命题四：资源节约知识——资源节约行为路径关系受物质主义观念和社会压力因素的调节影响。通常的观点认为，“知识改变行为”（即提高资源节约知识可以促进资源节约行为）普遍成立（Budak和Oguz，2008；Press和Arnould，2009）。本文的结论却表明，“知识改变行为”并不是绝对、无条件地成立。对于低社会压力者来说，他们心理上属于自主、独立型，其内在动机较难被激活，提高知识并不能有效促进资源节约行为；对于低物质主义者来说，他们生活上属于简约、节制型，其节约机会或潜力相对较少，提高知识也不能有效促进资源节约行为。可见，“知识改变行为”是有前提的，

它一方面取决于个体的内在动机能否激活，另一方面还取决于个体的机会潜力是否足够。此外，本研究还有一个隐含结论，即提高知识可以显著减弱物质主义和社会压力对资源节约行为的负面影响。现实中存在的一个通常逻辑是：物质主义和资源节约行为水火不容，消极社会压力也和资源节约行为冰炭难共。但本研究却对上述逻辑进行了一定程度的修正：物质主义和社会压力对于资源节约行为并非一无是处——前提是提高资源节约知识。

命题五：在意识—情境—行为模型中，不同解释变量对资源节约行为作用的内在机理并不一致，这可以从学习视角进行理论阐释。笔者以为，各解释变量对资源节约行为的作用过程也是个体学习的过程。个体提高感知、知识、情感、责任而产生资源节约行为，这属于认知性学习（Cognitive learning）的范畴；个体观察社会参照群体的风气和规范而产生资源节约行为，这属于观察性学习（Observational learning）的范畴；个体转变固有的物质主义观念和生活消费习惯而产生资源节约行为，这属于建构性学习（Constructive learning）的范畴（笔者以为，转变物质主义观念不是通过单纯的知识传授获得，也不是通过简单的观察外界获得，它需要个体在特定外部情境、先前经验下，通过主动的意义建构获得）。学习模式的差异也是由“复杂人”的人性假设所决定的。其中，认知性学习对应于自我实现人的人性特征，观察性学习对应于社会人的人性特征，建构性学习对应于理性经济人的人性特征。认识到学习模式的客观差异，政策制定者需要更好地关注契合性（切合意识结构的具体特征）、交互性（考虑社会相互作用）、建构性（创造情境条件使个体主动、理性地转变物质主义观念），这样才能更有效地转变公众行为模式。

命题六：中国文化背景（面子观念和群体一致两维度）对意识—情境—行为模型中的部分路径关系存在显著的调节作用。本研究表明，在意识—情境—行为模型中，中国文化确实发挥着背景效应（Context effects）。而且，比较面子观念和群体一致两维度可以发现，面子观念的调节作用更广泛（它对模型中的四条路径关系存在调节作用），群体一致的调节作用相对有限（它只对模型中的两条路径关系存在调节作用）。可见，面子观念在中国文化背景中扮演着更重要的角色。这从侧面证明了很多中西方学者的观点：面子观念是对中国人行为影响最大的一个文化背景变量。关于中国文化背景对模型的作用机理，笔者以为，个体在长期深远、潜移默化的文化熏陶下，其自我概念、认知情绪、目标动机等心理过程会发生迁移，心理上会自觉认同、遵循中国文化背景的价值观系统、规范系统、信念系统（如注重保全面子、避免失去面子、强调和睦关系、避免特立独行等），即个体发生了“内化”（Internalization）。这属于默会性学习（Tacit learning）的范畴，且这一学习模式也对应于“复杂人”的人性特征。由此，政策制定者需要深广长远地影响文化背景以转变公众行为模式（即政策应有深远性）。

中国文化背景下各解释变量对资源节约行为的作用机理总结如表8所示。

表 8 各解释变量对资源节约行为的作用机理

变量名称	变量类型	作用机理（学习视角）	对应人性假设	政策特征意蕴
X ₂ 资源节约情感	资源节约意识（内驱因子）	认知性学习	自我实现人	契合性
X ₄ 资源节约知识				
Y ₁ 物质主义观念	个体实施成本（机会因子）	建构性学习	理性经济人	建构性
Y ₃ 社会风气因素	社会参照规范（强化因子）	观察性学习	社会人	交互性
Y ₄ 社会压力因素				
C ₁ 面子观念	中国文化背景	默会性学习	复杂人	深远性
C ₂ 群体一致				

（二）公共政策启示

（1）政策制定者应强化公众对资源浪费行为的羞耻、内疚、不安情感，增强公众对资源节约行

为的光荣、自豪、愉快情感。研究表明，资源节约情感对其资源节约行为存在最重要的直接影响，且很少受到情境变量、文化背景的调节，可见资源节约情感的影响具有相当的稳定性、一致性。由此，政策制定者应通过传播沟通提高公众的情感调控能力，促使他们对人与自然资源关系产生健康的情感态度，形成“以节约资源为荣 以浪费资源为耻”的积极情感态度，这样才能有效地驱动公众转向资源节约行为。

(2) 政策制定者应运用各种媒体，采取多种形式（如主题教育、知识竞赛、参观访问、社区咨询等）向公众传播具体化、针对性的资源节约知识（包括行为指南和操作技能）。从效率角度说，知识传播可以特别针对高资源问题感知、高物质主义观念、高社会压力的个体（因为提高其知识对资源节约行为的正向作用较强）。从公平角度说，为了避免资源节约行为领域的“阶层分化”或“鸿沟扩大”现象，对低资源问题感知的个体也应该加大知识传播，且提高知识和增强感知必须同步进行、相得益彰（因为感知和知识彼此对对方起着“放大器”的作用）。

(3) 政策制定者应综合运用多种传播沟通途径转变公众的物质主义观念，促使公众从纯粹追求生活数量升华为主要追求生活质量，从对物质的追求转移到对非物质（如资源可持续利用问题、生活环境质量问题）的关注，最终在全社会形成以适度、节约、循环、保护为核心的后物质主义（Post-materialism）观念。这是确保意识向行为转化的重要机会条件。

(4) 政策制定者可以通过各种形式的传播教育、社会营销、经济激励等措施，减弱消极社会压力氛围的影响，促进积极社会压力氛围的形成。对消极负面的社会压力氛围（如资源节约会被人耻笑、遭人异样眼光甚至白眼鄙视），政策制定者应该予以约束和限制；对于积极正面的社会压力氛围（如随意浪费会被周围人鄙视、训斥），政策制定者应该积极引导和营造。这是确保意识向行为转化的重要强化条件。

(5) 加强对政府部门、政府官员和公众人物的道德、行政、法律和经济约束，使他们成为资源节约行为的表率 and 标杆。例如，对政府部门建立既注重结果、又注重成本的绩效考核体系，使资源节约成为每个政府人员的自觉行为；定期举办公众人物资源节约排行榜，对表现突出者进行表彰、奖励，反之则进行曝光、批评，以此来扭转公众人物的资源浪费行为模式，最终引导整个社会的资源节约行为模式。

最后，忽视了中国文化背景特征，政策制定者不可能高效率、低成本地实现政策目标。特别是高面子观念的个体（他们的资源节约行为更少），政策制定者尤其需要关注和重视。诚然，面子观念已经内化为多数中国人的价值体系和思维模式，转变面子观念确实不易。对此，政策制定者可以引导公众淡化虚面子（如炫耀性消费、奢侈性消费、人情往来等），追求实面子（如内在能力、努力与成就、合适的角色表现等），这也有助于资源节约意识向资源节约行为的转化，从而实现资源节约行为的塑造。

（作者单位：浙江财经大学工商管理学院/浙江省政府管制与公共政策研究中心）

注释

① 从理论上说，除了存在两两交互作用外，还可能存在三阶交互作用。但为了避免模型过于复杂，本研究不考虑三阶交互作用。后文的调节效应分析也不考虑高阶调节作用。

② 除了对全部的 1330 份样本进行检验外，我们还从全部样本中随机抽取 60%（800 份）、80%（1100 份）的样本分别进行验证，结果与上述结果基本一致，这显示本次主效应和交互效应的分析结果是稳健的。对下文的调节效应分析我们也用同样方法进行了稳健性检验。

③ 这一理论是基于大样本量化研究得出的，是介于宏大理论（Grand theory）和细微理论（Trivial theory）之间的中层理论（Middle range theory），也是适用于特定时空情境和文化背景的实质理论（Substantive theory），而非具有普适性的形式理论（Formal theory）。当然，本理论的精准性、适用性、延展性仍需学者们进一步验证。

④ 需注意的是，鉴于低认知水平个体往往收入较低，他们生活上会非常节省，客观上他们也都属于“资源节约”的。但这种“资源节约”不属于本文研究的范畴，因为这种“资源节约”并非出于资源可持续使用和社会可持续发展

的目标，而是出于被迫节衣缩食的无奈。

参考文献

- (1) Abrahamse, W., and Steg, L., and Vlek, C., and Rothengatter, T., 2005, "A Review of Intervention Studies Aimed at Household Energy Conservation", *Journal of Environmental Psychology*, Vol.25(3), pp.273~291.
- (2) Ajzen, I., and Fishbein, M., 1980, *Understanding Attitudes and Predicting Behavior*, Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- (3) Ajzen, I., 1991, "The Theory of Planned Behavior", *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, Vol.50(2), pp.179~211.
- (4) Bamberg, S., and Möser, G., 2007, "Twenty Years after Hines, Hungerford and Tomera: A New Meta-analysis of Psycho-social Determinants of Pro-environmental Behaviour", *Journal of Environmental Psychology*, Vol.27(1), pp.14~25.
- (5) Berkowitz, Leonard, and Daniels, Louise R., 1964, "Affecting the Salience of the Social Responsibility Norm: Effects of Past Help on the Response to Dependency Relationships", *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, Vol.68(3), pp.275~281.
- (6) Best, Henning, and Kneip, Thorsten, 2011, "The Impact of Attitudes and Behavioral Costs on Environmental Behavior: A Natural Experiment on Household Waste Recycling", *Social Science Research*, Vol.40(3), pp.917~930.
- (7) Budak, Fuat, and Oguz, Burcu, 2008, "Household Participation in Recycling Programs: A Case Study from Turkey", *Journal of Environmental Biology*, Vol.29(6), pp.923~927.
- (8) Chu, Pin-Yu, and Chiu, Ja-Fun, 2003, "Factors Influencing Household Waste Recycling Behavior: Test of an Integrated Model", *Journal of Applied Social Psychology*, Vol.33(3), pp.604~626.
- (9) Frick, J., and Kaiser, F. G., and Wilson, M., 2004, "Environmental Knowledge and Conservation Behavior: Exploring Prevalence and Structure in a Representative Sample", *Personality and Individual Differences*, Vol.37(8), pp.1597~1613.
- (10) Guagnano, G. A., and Stern, P. C., and Dietz, T., 1995, "Influences of Attitude-behavior Relationships: A Natural Experiment with Curbside Recycling", *Environment and Behavior*, Vol.27(5), pp.699~718.
- (11) Hansmann, Ralf, and Bernasconi, Petra, and Smieszek, Timo, and Loukopoulos, Peter, and Scholz, Roland W., 2006, "Justifications and Self-organization as Determinants of Recycling Behavior: The Case of Used Batteries", *Resources, Conservation and Recycling*, Vol.47(2), pp.133~159.
- (12) Hirsh, J. B., and Dolderman, A., 2007, "Personality Predictors of Consumerism and Environmentalism: A Preliminary Study", *Personality and Individual Differences*, Vol.43(6), pp.1583~1593.
- (13) Johnson, S. D., and Johnson, D. M., 1995, "Eco-attitudes and Eco-behaviors in the New German States: A 1992 Perspective", In Polonsky, M. J., and Mintu-Wimsatt, A. T., *Environmental Marketing: Strategies, Practice, Theory, and Research*, The Haworth Press, New York.
- (14) Kelly, T. C., and Mason, I. G., and Leiss, M. W., and Ganesh, S., 2006, "University Community Responses to On-campus Resource Recycling", *Resources, Conservation and Recycling*, Vol.47(1), pp.42~55.
- (15) Lee, C., 1990, "Modifying an American Consumer Behavior Model for Consumers in Confucian Culture: The Case of Fishbein Behavioral Intentions Model", *Journal of International Consumer Marketing*, Vol.3(1), pp.27~50.
- (16) Lewin, Kurt, 1976, *Field Theory in Social Science: Selected Theoretical Papers*, University of Chicago Press.
- (17) Maloney, M. P., and Ward, M. P., and Braucht, G. N., 1975, "Psychology in Action: A Revised Scale for the Measurement of Ecological Attitudes and Knowledge", *American Psychologist*, Vol.30(July), pp.787~790.
- (18) Meneses, Gonzalo D áz, 2010, "Refuting Fear in Heuristics and in Recycling Promotion", *Journal of Business Research*, Vol.63(2), pp.104~110.
- (19) Mosler, Hans-Joachim, and Tamas, Andrea, and Tobias, Robert, and Rodríguez, Tamara Caballero, and Miranda, Omar Guzmán, 2008, "Deriving Interventions on the Basis of Factors Influencing Behavioral Intentions for Waste Recycling,

Composting, and Reuse in Cuba”, *Environment and Behavior*, Vol.40(4), pp.522~544.

(20) Newell, S. J., and Green, C. L., 1997, “Racial Differences in Consumer Environmental Concern”, *Journal of Consumer Affairs*, Vol.31(1), pp.53~69.

(21) Nunnally, J. C., 1978, *Psychometric Theory* (2nd ed.), McGraw-Hill, New York.

(22) Ölander, Folke, and Thøgersen, John, 1995, “Understanding of Consumer Behaviour as a Prerequisite for Environmental Protection”, *Journal of Consumer Policy*, Vol.18(4), pp.345~385.

(23) Pickett, G. M., and Kangun, N., and Grove, S. J., 1995, “An Examination of the Conserving Consumer: Implications for Public Policy Formation in Promoting Conservation Behavior”, In Polonsky, M. J., and Mintu-Wimsatt, A. T., *Environmental Marketing: Strategies, Practice, Theory, and Research*, The Haworth Press, New York.

(24) Press, Melea, and Arnould, Eric J., 2009, “Constraints on Sustainable Energy Consumption: Market System and Public Policy Challenges and Opportunities”, *Journal of Public Policy & Marketing*, Vol.28(1), pp.102~113.

(25) Prothero, Andrea, and Dobscha, Susan, and Freund, Jim, and Kilbourne, William E., and Luchs, Michael G., and Ozanne, Lucie K., and Thøgersen, John, 2011, “Sustainable Consumption: Opportunities for Consumer Research and Public Policy”, *Journal of Public Policy & Marketing*, Vol.30(1), pp.31~38.

(26) Richins, Marsha L., and Dawson, Scott, 1992, “A Consumer Values Orientation for Materialism and Its Measurement: Scale Development and Validation”, *Journal of Consumer Research*, Vol.19(3), pp.303~316.

(27) Schein, Edgar H., 1988, *Organizational Psychology* (3rd ed.), Prentice Hall: Englewood Cliffs, NJ.

(28) Schwepker, C. H. Jr., and Cornwell, T. B., 1991, “An Examination of Ecologically Concerned Consumers and Their Intention to Purchase Ecologically Packaged Products”, *Journal of Public Policy & Marketing*, Vol.10(2), pp.77~101.

(29) Smith, S. M., and Haugtvedt, C. P., 1995, “Implications of Understanding Basic Attitude Change Processes and Attitude Structure for Enhancing Pro-environmental Behaviors”, In Polonsky, M. J., and Mintu-Wimsatt, A. T., *Environmental Marketing: Strategies, Practice, Theory, and Research*, The Haworth Press, New York.

(30) Staats, H., and Harland, P., and Wilke, H. A. M., 2004, “Effecting Durable Change: A Team Approach to Improve Environmental Behavior in the Household”, *Environment and Behavior*, Vol.36(3), pp.341~367.

(31) Straughan, R. D., and Roberts, J. A., 1999, “Environmental Segmentation Alternatives: A Look at Green Consumer Behavior in the New Millennium”, *Journal of Consumer Marketing*, Vol.16(6), pp.558~575.

(32) Thøgersen, J., and Ölander, F., 2002, “Human Values and the Emergence of a Sustainable Consumption Pattern: A Panel Study”, *Journal of Economic Psychology*, Vol.23(5), pp.605~630.

(33) Tichenor, Phillip J., and Donohue, George A., and Olien, Clarice N., 1970, “Mass Media Flow and Differential Growth in Knowledge”, *Public Opinion Quarterly*, Vol.34(2), pp.159~170.

(34) Wang, Jianming, and Yam, Richard C. M., and Tang, Esther P. Y., 2013, “Ecologically Conscious Behaviour of Urban Chinese Consumers: The Implications to Public Policy in China”, *Journal of Environmental Planning and Management*, Vol.56(7), pp.982~1001.

(35) Wells, V. K., and Ponting, C., and Peattie, K., 2011, “Behaviour and Climate Change: Consumer Perceptions of Responsibility”, *Journal of Marketing Management*, Vol.27(7-8), pp.808~833.

(36) 戴维·迈尔斯：《社会心理学》（侯玉波、乐国安、张智勇等译），人民邮电出版社，2006年。

(37) 黄光国、胡先缙：《人情与面子：中国人的权力游戏》，中国人民大学出版社，2010年。

(38) 姜彩芬：《面子与消费》，社会科学文献出版社，2009年。

(39) 姜峰、卢苏、侯玉波：《对态度与行为一致性关系的再思考》，《北京教育学院学报（自然科学版）》，2009年第3期。

(40) 李东进、吴波、武瑞娟：《中国消费者购买意向模型——对Fishbein合理行为模型的修正》，《管理世界》，2009年第1期。

(41) 王建明：《公众低碳消费行为影响机制和干预路径整合模型》，中国社会科学出版社，2012年。

(42) 温忠麟、侯杰泰、张雷：《调节效应与中介效应的比较和应用》，《心理学报》，2005年第2期。

- (43) 杨智、邢雪娜：《可持续消费行为影响因素质化研究》，《经济管理》，2009年第6期。
- (44) 于丹、董大海、刘瑞明、原永丹：《理性行为理论及其拓展研究的现状与展望》，《心理科学进展》，2008年第5期。
- (45) 于伟：《消费者绿色消费行为形成机理分析——基于群体压力和环境认知的视角》，《消费经济》，2009年第4期。
- (46) 余福茂、段显明、梁慧娟：《居民电子废物回收行为影响因素的实证研究》，《中国环境科学》，2011年第12期。

The Effects of Conservation Awareness to Conservation Behavior: An Interaction and Moderation Effect Model in Chinese Cultural Context

Abstract: Resource conservation awareness is the basis of resource conservation behavior, but there hasn't natural consistency between awareness and behavior, which is a great challenge for theorists and policy makers. Based on Large sample investigation of three cities of Chongqing, Wuhan and Hangzhou, correlation analysis and regression analysis model are used to determine the main effects of conservation awareness to conservation behavior, hierarchical regression model is used to determine the interaction effects between different dimensions of awareness and the moderation effects of contextual variables to awareness-behavior relationship, grouped regression model is used to determine the moderation effects of Chinese cultural variables to the model paths. The results show that two dimensions of awareness (affection and knowledge) have significant main effects to conservation behavior, significant interaction effect between perception and knowledge exists, materialism concept and social pressure have significant moderation effects to awareness-behavior relationship; Chinese cultural context (concept of face and group consistency) have significant moderation effects to the model paths. Based on these conclusions, this paper constructs an awareness-context-behavior model under Chinese cultural context, and develops a substantive theory of the mechanism of conservation awareness to conservation behavior.

Key Words: Resource conservation awareness, Awareness-behavior relationship, Contextual variables, Moderation effect, Concept of face