

“强关系”还是“弱关系” ——社会互动对中国城市家庭节能行为的影响路径分析

尹建华, 石少卿

摘 要: 如何有效降低家庭能源消耗一直以来都是各国关注的焦点。除经济激励措施之外, 社会干预措施越来越受到关注。在社会互动中, 究竟是充当信息桥的“弱关系”, 还是作为人情网的“强关系”更能推动家庭节能行为开始成为学者们关注的议题。本文基于“弱关系假设”、“强关系假设”以及嵌入性视角, 采用抽样调查数据并通过结构方程模型验证, 就社会互动影响中国城市家庭节能行为的作用机制展开实证分析。通过直接模型和中介模型两阶段检验, 初步得出以下结论: (1) 社会互动显著推动了中国城市的家庭节能行为; (2) 相比于“强关系”而言, “弱关系”更能促进中国城市家庭节能行为; (3) 节能知识的提升对于当前阶段中国城市家庭节能行为产生了重要推动作用。研究结论说明, 充当“信息桥”的“弱关系”可以通过节能知识的扩散和传播推动中国城市家庭节能行为。该结论既验证了“弱关系假设”在家庭节能行为领域的适用性, 也印证了“强关系假设”的适用边界。

关键词: 社会互动; 强关系; 弱关系; 嵌入性; 节能行为

中图分类号: F126 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2020)04-0090-13

DOI: 10.16493/j.cnki.42-1627/c.2020.04.007

一、引 言

随着经济社会的快速发展, 城市能源消耗已占我国全部能源消耗的84%, 而家庭能源消费又是其中的主体。补贴、返税以及折扣等经济激励措施一直是推动家庭节能行为的重要渠道, 但却因其高成本、短期性和易反弹等缺点而广受诟病, 学者们转而求助于社会干预等非经济性措施来降低居民的能源消耗^[1]。然而, 学术界对不同情境和文化制度下采用社会干预措施促进家庭节能行为的方式和效果仍有争议, 尤其是在中国高情景化和关系型的社会文化背景中, 究竟是充当信息桥的“弱关系”, 还是作为人情网的“强关系”更能对社会互动中推动家庭节能行为, 开始成为学者关注的议题。基于此, 本文尝试探索社会互动对中国城市家庭节能行为的影响机制及其中介作用, 进一步验证“强关系假设”和“弱关系假设”在中国社会情境中的作用差异。

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“基于环境规制的重污染企业环境战略选择及其协同演化研究”(71874029); 对外经济贸易大学研究生科研创新基金项目; 对外经济贸易大学国内外联合培养研究生项目

作者简介: 尹建华, 对外经济贸易大学国际商学院教授、博士生导师, yinjianhua@uibe.edu.cn (北京 100029); 石少卿, 对外经济贸易大学国际商学院博士研究生

二、理论回顾与假设提出

(一) 社会互动与节能行为

自 20 世纪 90 年代以来, 个体行为的社会干预措施受到学界和政策制定者的广泛重视, 并被积极地应用于行为科学、可持续发展、能源消费等众多研究领域。究其原因, 社会互动等社会干预措施因其持久性和低成本等特点而对居民实践节能行为具有较强的规范作用^[2], 而借鉴社会学相关理论(如社会网络理论)、由新古典范式改良而来的社会互动理论对于分析居民能源消费等经济学行为研究也更具优势^[3]。因此, 从“经济人”向“社会人”的视角转变开始成为各国政府推动家庭节能行为的新方向。

随着社会网络和社交媒体(如微信、微博、Facebook、Twitter 等)在各国城市居民生活中重要性的不断提高^[4], 学界开始普遍关注家庭节能行为的社会化影响方式。在早期的探索中, 研究大多聚焦于榜样的示范作用对观察者实践家庭节能行为的影响力。Kristina 等发现, 社会互动是影响城市家庭节能活动的重要因素^[5], 利用社会互动所产生的参照心理可以有效促进家庭节能行为。Handgraaf 等认为, 提供社会对比信息产生的社会激励比经济激励更能促进家庭节能行为^[6], 可以有效改变城市家庭长期的能源消费模式。然而, 也有学者指出, 社会规范虽然改善了人们对节能的认知和行为意愿, 但并没有带来能源消费量的实质减少, 甚至会抵消经济激励带来的节能效应^[7]。Carrico 等对社会影响方式的整体干预效果提出异议, 并证明同伴教育对促进家庭节能行为的作用十分有限^[8]。由此可见, 学术界对于在不同情境和文化制度下采用社会干预措施促进城市家庭节能行为的方式和成效仍存有争议, 这也是本研究的出发点。

今天, 由高能耗和高碳生活模式引发的交通拥堵、电力紧张、饮水安全、空气污染等问题使中国城市居民生活开始面临越来越多的外部制约。虽然中国政府采取一系列经济激励措施试图规范城市家庭节能行为, 但并未取得预期效果^[9]。究其根源, 可能是中国本土文化和价值观中的高情境化社会互动特征起到了主导作用。研究显示, 基于这一特征产生的“面子”文化、群体压力、社会风气等外部情景因素与中国城市家庭节能行为之间存在显著的调节关系^[10]。中国城市居民对自身与他人利益关系的重视程度显著高于对生态系统本身的重视程度, 因此需要充分发挥群体规范和社会舆论对家庭节能行为的影响力和塑造力。然而, 节能认知的匮乏、社会规范的缺失以及能源消费倾向的过度均为中国城市家庭节能行为设置了障碍^[11]。因此, 积极地采用社会互动等社会干预措施来推动中国城市家庭节能行为具有重要的现实意义。

(二) 弱关系假设

“弱关系假设”揭示了社会互动中的“弱关系”对于个体获取求职信息、资源和机遇的重要作用, 其提出对职业流动领域的研究首先产生了较大影响, 后来学者也尝试通过不同的视角、数据和模型来验证“弱关系”的有效性。Friedkin 基于多学科社会网络的背景测试了“弱关系假设”, 结果表明网络中的本地桥梁和群际联系是不成比例的“弱关系”^[12]。Montgomery 认为在求职过程中, “弱关系”比“强关系”更频繁地传播工作信息以及提供更好的分配方式, 但这一结论的前提是求职者的网络构成与其最低可接受工资之间存在相关性^[13]。而且在求职过程中, 来自“弱关系”的帮助更多与个体的早期职业和工作地点有关。通过大量对求职者的研究, 学者发现“弱关系”的重要作用主要体现在个体对于信息的接受和传播过程中。Hansen 解释了“弱关系”在跨组织子单元间共享信息的作用, 结果表明“弱关系”有助于项目团队搜索有用的信息, 但同时也阻碍了复杂信息的转移^[14]。相对于“强关系”而言, “弱关系”在获取冗余信息的能力方面会更强。Todo 等通过信息传播研究了供应链网络结构对生产力和创新能力的影响, 结果表明获得多元化关系对于通过

信息传播提高生产力和创新能力非常重要^[15]。除了在职位流动研究领域发挥重要作用,“弱关系假设”的提出还促进了微观个体视角与宏观互动范式的结合,继而推动了社会学理论的发展,被大量应用于创造力的形成、核心话题的讨论、关系测量指数的构建,以及犯罪原因的解釋等研究领域。

基于以上分析,“弱关系”对于个体的影响主要是通过异质性信息的传递和获取来实现的。在中国情景下,社会互动作为一种信息获得机制可以有效地激发个体对他人节能表现的关注、评价和模仿,以及促进与其他个体在行为和心理上的对比^[16]。在社会互动过程中,个体获取异质性信息的主要方式就是拓展信息渠道和范围^[17],即个体社交网络的规模。基于信息获取视角,个体社交网络规模的扩大会显著提升其信息的获取渠道和异质性,而同时由于“邓巴数字”的限制和血缘关系的稳定性而不会对个体的“强关系”产生影响。由于网络规模在很大程度上决定了个体获取异质性信息和社会资本的机会,因而其成为很多学者用于表征个体“弱关系”的重要指标^[18]。就“强关系”和“弱关系”的测度指标选取而言,尽管 Granovetter 首先指出个体间关系的强弱与互动频率、感情强弱、亲密程度、互惠交换等四个维度紧密相关,但在实证分析过程中存在实际操作不便和指标选取争论等问题^[19],促使部分学者支持使用单一测量指标来指代,以便于进一步开展实证分析^[20]。因此,本研究使用网络规模指代“弱关系”,个体基于多渠道和大范围的弱社交互动过程可以获取更多有利于降低家庭能耗的异质性知识和信息,继而可能通过模仿、对比等行为促进家庭节能行为实践。基于此,提出如下研究假设:

H₁: 网络规模越大,越能够推动中国城市家庭节能行为实践。

(三) 强关系假设

在中国情境下,社会互动影响个体行为和决策的效果可能会因文化差异而有所不同。Bian 对中国天津地区以及新加坡部分地区的职业流动调查发现,在东亚文化情境中人们更倾向于通过“强关系”(即信任和义务)来获得工作和机遇^[21],这一结论被称为“强关系假设”。由此可见,虽然“弱关系”在欧美文化下的个体职业流动中发挥了重要作用并得到了多种情景下的验证,但对于中国文化情景中的个体职业流动而言,显然“强关系”的效果更加理想。这是因为“弱关系”更加有利于求职信息的扩散以及异质性资源(机遇)的获取,而“强关系”可以在实际求职过程中帮助个体获得有效的直接利益^[22]。这种直接利益的获取方式在高情境化和高互动性的中国社会文化中显得更加突出。“强关系假设”的提出对于研究中国情境下社会互动影响个体行为和决策的其他议题(如家庭节能行为)具有重要推动作用。

与“弱关系假设”的观点不同,“强关系假设”认为社会互动的作用不是传播和收集职业信息,而是求职者通过人际关系得到工作分配主管部门和分配决策人的特殊照顾^[21]。基于“强关系”的视角,社会互动是一种人情网络而非信息桥,信息的获得只是人情关系的副产品而已。为拓展“强关系假设”结论的区域局限性,Bian 等通过中国和新加坡职业流动的对比研究,初步验证了这一假设^[23]。随后,学者们开始跟进并尝试将“强关系假设”引入到不同研究领域,主要包括企业家网络、网络约束性、创新项目联盟、弱网络架构以及职业流动性等,为本研究的开展提供了理论和研究基础。

“强关系”影响个体行为的渠道主要有两个,即信任度和社会压力。根据信任理论,社会互动通过信任产生交换行为,而关系强度决定了个体间的信任程度。关系强度越高意味着个体从社会互动过程中获取关键信息的可能性越大^[24]。通过“强关系”获取的如节能知识、低碳信息、实践技能、操作诀窍等关键信息能够为个体有效开展家庭节能行为带来直接效果,这与由“弱关系”而来的异质性信息仅能拓宽个体的节能认知不同。关键信息被获取的可能性与个体间关系强度紧密相关。此外,随着关系强度的提高,个体受到来自社会互动端的压力会越大,也间接促进了个体间模仿、对比和学习等社会行为的产生^[25]。这意味着居民的家庭节能行为因规范化压力的作用而在紧

密的社会团体中具有较强的趋同性和一致性，这在我国高度情景化的社会氛围中更加突出。对于个体网络而言，关系强度因其强嵌入性和高信任度而对个体行为和决策具有较强的影响力，从而成为表征“强关系”的重要指标。基于此，提出如下研究假设：

H₂：关系强度越大，越能够推动中国城市家庭节能行为实践。

社会互动、强弱关系与家庭节能行为的关系如图 1 所示。

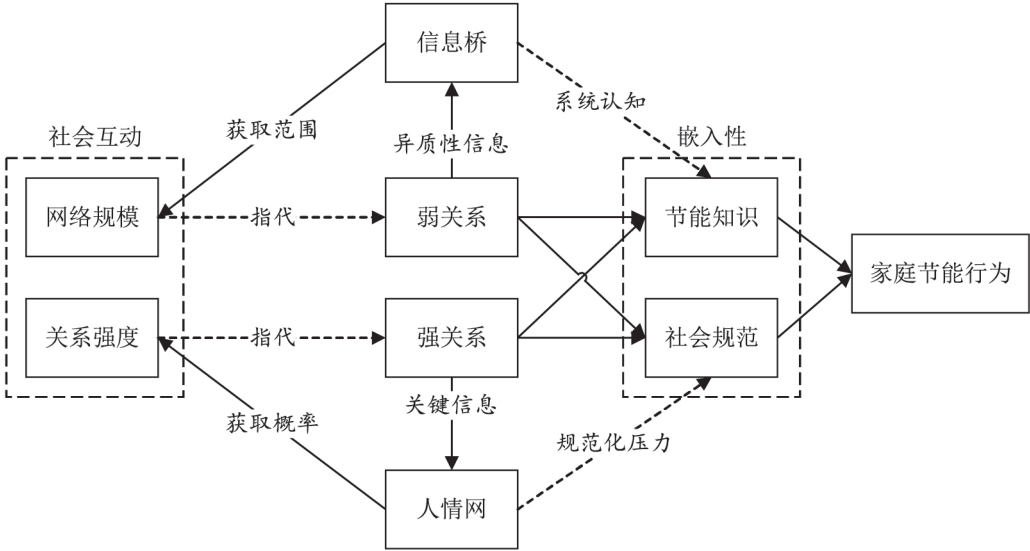


图 1 社会互动、强弱关系与家庭节能行为嵌入路径

基于以上分析，本文提出社会互动对家庭节能行为的直接作用模型，即将网络规模和关系强度作为外因潜变量，将家庭节能行为作为内因潜变量构建模型。假设验证的 Amos 模型如图 2 所示。

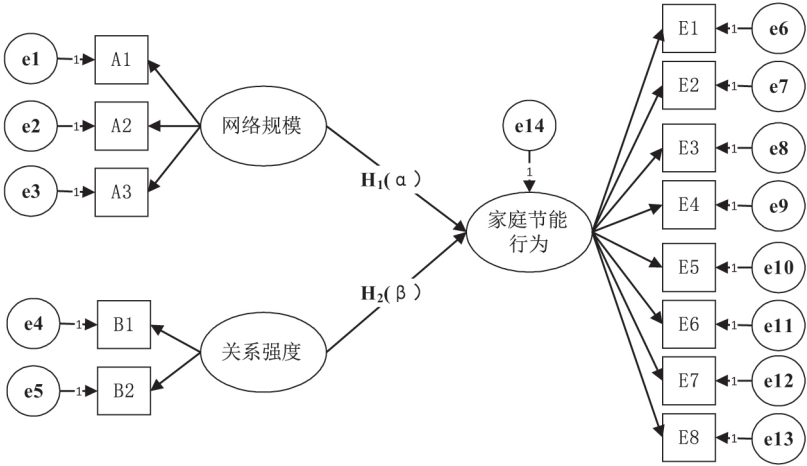


图 2 直接模型 Amos 分析图与研究假设

（四）嵌入性

长期以来，人类的行为由于忽略了必要的社会联系而造成过度社会化和不充分社会化两种极端倾向，解决办法就是将社会行为嵌入到社会网络中^[24]。嵌入性是指意图持续停留在某一社会网络，并随时间的推移不断创造、更新和拓展网络关系的倾向^[26]。仅仅关心直接关联的两个主体会忽略

掉一些重要的网络信息，嵌入性视角突出强调了社会主体间间接关系和路径的力量。这些间接影响所引发的网络传递效应和系统性反馈都是社会网络分析的重要研究方向。因此，在分析社会互动影响中国城市家庭节能行为时，应考虑由网络规模和关系强度所带来的间接影响效果，这在已有研究中也得到了证明。基于此，本研究将节能知识和社会规范作为中介变量引入到模型中，构成中介模型（如图3所示）。

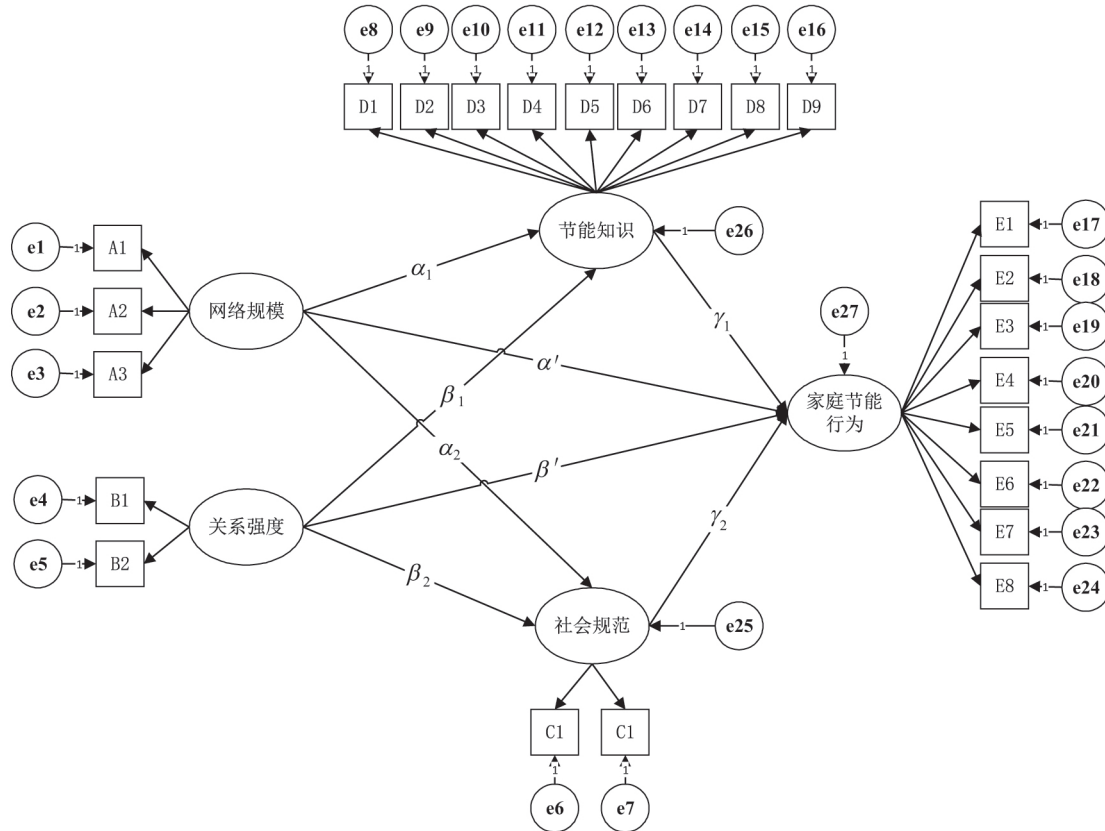


图3 中介模型 Amos 分析图与研究假设

1. 社会规范。个体的心理意识和社会参照规范两个主范畴是家庭节能行为的内部和社会心理归因^[9]。社会规范通过提供一定情境下社会群体的节能行为规则和标准，引导个体做出与其相一致的行为^[27]。社会规范强调人们在社会生活中使用了哪些方式去规范自己的行为，以及由此表现出来的行为方式和特点。在集体主义价值观的影响下，中国城市居民面临着比欧美国家城市居民更大的群体压力，采取从众行为的可能性更大^[28]。社会规范作为影响城市居民行为的重要情境因素，可以通过向城市居民提供对比信息或群体压力而促进家庭节能行为^[1]。基于此，本文提出以下假设：

H_{3a}：网络规模越大，越能通过社会规范间接推动中国城市家庭节能行为实践。

H_{3b}：关系强度越大，越能通过社会规范间接推动中国城市家庭节能行为实践。

2. 节能知识。环境知识是对资源环境问题解决方案的系统认知，包括自然环境知识、环境问题知识和环境行动知识^[29]。环境知识丰富的居民对资源环境问题的前因、后果以及解决方案均有一定程度的了解，因此更容易表现出节能行为的倾向。节能知识是形成环保态度不可缺少的先决条件，也是个体对环境变化的现实及结果的科学和系统的认识。虽然大多数的中国城市居民对节能行为并不陌生，但并不完全具备家庭节能实践的问题知识和行动知识^[30]。因此，节能知识愈发成为

中国城市家庭节能行为的重要影响因素。节能知识的传播主要以信息的形式在人群中扩散, 继而形成个体间的模仿、对比和趋同行为, 以“强关系”和“弱关系”为主要方式的个体间社会互动对信息(异质性信息或关键信息)的传播具有重要作用^[31]。基于此, 本文提出以下假设:

H_{4a}: 网络规模越大, 越能通过节能知识间接推动中国城市家庭节能行为实践。

H_{4b}: 关系强度越大, 越能通过节能知识间接推动中国城市家庭节能行为实践。

三、研究方法 with 数据收集

(一) 研究设计

本文采用定量研究方法, 即通过抽样调查的方式分析中国城市居民的网络规模和关系强度对其实践家庭节能行为的影响。所用量表均为已有研究中的成熟量表, 为了避免部分国外研究量表所产生的文化差异, 本研究结合中国居民的答题情境和专家意见, 对部分量表进行了口语化和本土化的调整以便年长或文化程度较低的受访者理解, 避免理解偏差的产生。在正式问卷发放之前, 首先选择在对外经济贸易大学的在校学生、学生家长 and 教师群体中进行了小样本预测试, 并对问卷的信度和效度进行了初步检验, 进而对题项进一步调整以形成最终问卷。另外, 问卷中设置了相倚问题来保证问卷的可信性和严谨性, 并以此为依据对回收问卷进行检查和筛选。

(二) 受访者分析

本文选取中国城市居民作为研究对象, 并使用纸质版问卷进行随机抽样调查, 共获取 293 个有效样本。问卷中涉及的人口统计变量有性别、年龄、婚姻状况和受教育程度 4 项指标, 涉及家庭特征的有家庭规模、家庭月收入、家庭月消费和住宅面积 4 项指标。受访者中女性占比 46.1% (n=135), 30 周岁以上的居民占比 49.8% (n=146), 已婚者占比 54.3% (n=159), 表明受访者的基本个人特征分布比较均衡。受访者的受教育水平由于调查渠道限制出现一定的比例落差, 具有本科及以上学历的居民占比 84.0% (n=246)。从受访者所在的 家庭特征来看, 三口之家或拥有更多人口的家庭占比 53.6% (n=157), 月收入超过 10 000 元的受访者家庭占比 47.8% (n=140), 月消费小于 5 000 元的受访者家庭占比 64.8% (n=190), 家庭住宅面积小于 120 平方米的受访者家庭占比 58.0% (n=170)。表 1 展示了样本的人口统计特征和家庭特征。

表 1 研究样本的人口统计变量与家庭特征的描述性分析

样本特征	类别	频次	占比/%
性别	女性	135	46.1
	男性	158	53.9
年龄	小于 30 岁	147	50.2
	30 岁及以上	146	49.8
婚姻状况	已婚	159	54.3
	其他	134	45.7
学历水平	本科以下	47	16.0
	本科及以上	246	84.0
家庭总人口	少于 3 人	136	46.4
	3 人及以上	157	53.6
家庭月收入	少于 10 000 元	153	52.2
	10 000 元及以上	140	47.8
家庭月消费	少于 5 000 元	190	64.8
	5 000 元及以上	103	35.2
住宅面积	小于 120 平方米	170	58.0
	120 平方米及以上	123	42.0

(三) 测量方法

本文采用多题项量表测度模型中的主要变量, 包括网络规模量表、关系强度量表、社会规范量表、节能知识量表、家庭节能行为量表 5 个部分。问卷中的所有量表均为李克特量表形式。网络规模和关系强度采用李克特 7 级量表形式, 从 1 (非常小/弱) 到 7 (非常大/强) 代表规模和强度由低到高。社会规范和节能知识两部分量表均采用李克特 5 级量表形式, 从 1 (很不同意) 到 5 (非常同意) 代表认可程度由低到高。量表和题项设置如表 2 所示。

表 2 问卷设计、因子载荷以及量表来源

变量	题项设置	因子载荷	量表来源
网络规模	A1: 平时与您保持联系的亲人多吗	0.837	[32]
	A2: 平时与您保持联系的朋友多吗	0.839	
	A3: 平时与您保持联系的邻居多吗	0.540	
关系强度	B1: 您与亲人相处的关系紧密吗	0.717	[33] [34]
	B2: 您与朋友相处的关系紧密吗	0.879	
社会规范	C1: 我周围的大多数人都认为应该在生活中采取低碳节能措施	0.808	[35]
	C2: 乱丢垃圾的行为会受到周围人的谴责	0.464	
节能知识	D1: 每年都会由于饮水机在不使用时没关电源而带来大量电力损失和碳排放量增加	0.587	[36]
	D2: 冰箱里物品太少的时候, 耗电量反而会增加	0.538	
	D3: 洗衣机内洗涤的衣物过少和过多都会增加耗电量	0.699	
	D4: 如果每年全国减少 10% 的一次性筷子使用量, 可减少 10.3 万吨二氧化碳排放量	0.681	
	D5: 地板辐射采暖 (地暖) 比对流采暖 (暖气片、空调等) 更高效、更节能	0.636	
	D6: 电风扇转速越快越耗电	0.544	
	D7: 家电待机能耗占我国家庭电力消耗的比例高达 10%	0.767	
	D8: 冰箱放八成满时最省电, 同时制冷效果最好	0.782	
	D9: 夏季空调设定温度每调高 1 度, 就可省大约 8% 的电量	0.587	
家庭节能行为	E1: 离开房间时, 随手关灯	0.594	[37]
	E2: 电器不使用的时候, 就关闭电源	0.521	
	E3: 从冰箱中存取食物时, 尽量减少冰箱开门次数	0.537	
	E4: 使用空调时, 夏季温度设定不低于 26 度, 冬季温度设定不高于 20 度	0.628	
	E5: 主动调低电脑、电视的声音大小以减少耗电	0.765	
	E6: 做饭时, 注意调节火苗以减少燃气浪费	0.660	
	E7: 注意调节水龙头和马桶的水流大小, 经常 “一水多用”	0.525	
	E8: 短时间不用电脑、电视, 也会启动省电 (休眠) 模式	0.606	

(四) 抽样流程

为了弥补纸质版问卷发放渠道和范围的不足, 本文采用 “志愿者-代理” 形式发放问卷。具体地, 在对外经济贸易大学有偿招募在校大学生作为志愿者, 并对报名志愿者的家乡所在地进行筛选和剔除, 继而基于省份异质性开展分层抽样调查。志愿者们被要求在假期期间统一将问卷带回家乡所在地区的大型社区和超市进行分发和回收, 并在新学期开学后将所得问卷统一提交给课题组。另外, 每位志愿者最多可以领取 10 份纸质版问卷以保证样本的区域代表性。调查问卷发放从 2019 年 1 月 1 日开始, 4 月 1 日回收完成, 历时 3 个月, 共发放问卷 467 份, 回收 447 份, 回收率为 95.7%。通过回收整理, 并删除空白、漏填、态度不端正, 以及具有明显规律性和明显前后矛盾的问卷, 最终得到有效问卷 293 份, 问卷有效率为 65.5%。由于问卷共有 25 个题项, 根据 Kline^[38], 最终所得的有效样本量至少为题项数的 10 倍 ($293 > 250$), 显示本次抽样调查所得数据有效。

(五) 数据分析

在样本描述性统计分析的基础上, 采用 Cronbach's Alpha 系数评估量表的内部一致性。当 Cronbach's Alpha 系数大于等于 0.7 时, 可以达到社会和心理学研究的标准值^[39]。通过皮尔森相关系数双尾检验, 可以得到潜变量间的相关程度, 并以此判断变量间的多重共线性问题。进一步通过组合信度、因子载荷值以及平均抽取差异值三项指标来判断结构方程模型的聚敛效度。本研究通过一系列评价指标来判断模型拟合结果, 主要包括极大似然比卡方值 (CMIN)、自由度 (DF)、卡方自由度比 (CMIN/DF)、良适性适配指标 (GFI)、调试后良适性适配指标 (AGFI)、非规准适配指数 (TLI)、比较适配指数 (CFI)、增值适配指数 (IFI)、规准适配指数 (NFI) 以及渐进残

差均方和平方根 (RMSEA)。其中, $CMIN/DF$ 的可接受值应小于或等于 3, CFI 、 IFI 、 TLI 、 NFI 、 $AGFI$ 和 GFI 等指标的可接受值应大于或等于 0.90, 而 $RMSEA$ 指标的可接受值应小于或等于 0.06 (如表 3 所示)。

表 3 研究用模型拟合指标体系及其评价标准

拟合指标	验证性因子分析	直接模型	中介模型	评价标准
$CMIN$	808.772	102.410	385.663	\
DF	494	60	239	\
$CMIN/DF$	1.637	1.707	1.614	<3
$RMSEA$	0.047	0.049	0.046	≤ 0.06
IFI	0.919	0.965	0.941	≥ 0.9
TLI	0.906	0.954	0.931	≥ 0.9
CFI	0.917	0.965	0.940	≥ 0.9
GFI	0.858	0.949	0.900	≥ 0.9
$AGFI$	0.830	0.923	0.875	≥ 0.9
NFI	0.815	0.920	0.859	≥ 0.9

四、实证结果

(一) 量表的信度和效度检验

通过信度分析, 各潜变量的 Cronbach's Alpha 系数均高于 0.7, 说明量表具有较好的信度 (如表 4 所示)。由于所用量表均为成熟量表, 并经过该领域的专家判断和预测试的修正, 问卷具有较高的内容效度。通过皮尔森相关系数双尾检验可得, 各变量相关系数几乎均达到显著水平, 各潜变量之间呈中低度相关, 说明各潜变量间无多重共线性的问题。就平均抽取差异 (AVE) 而言, 所有潜变量的 AVE 均大于 0.5 的标准值, 且均大于该潜变量与其余潜变量的相关系数, 因此可以判定量表具有良好的区分效度。进一步地, 采用一阶验证性因子分析和组合信度来检验测量模型的结构效度。结果证明, 测量模型的各拟合指数均表现优异, 说明测量模型拟合比较理想; 各题项的因子载荷系数均大于 0.5 的标准值, 各潜变量的组合信度均大于标准值 0.6, 说明量表具有良好的结构效度。

表 4 变量相关性及其信效度分析

变量	样本量	平均值	标准差	1	2	3	4	5	组合信度	Cronbach's Alpha
1. 家庭节能行为	293	3.463	0.795	0.751					0.823	0.833
2. 网络规模	293	4.283	1.062	0.245**	0.609				0.792	0.750
3. 关系强度	293	5.215	0.891	0.160**	0.443**	0.795			0.781	0.771
4. 社会规范	293	4.067	0.698	0.174**	0.144*	0.152**	0.659		0.588	0.545
5. 节能知识	293	2.523	0.885	0.311**	0.376**	0.272**	0.072	0.652	0.867	0.869

注: *, ** 分别表示 5%、1% 的水平上显著, 对角线值为各变量的平均抽取差异值。

(二) 模型的直接效应检验

在信效度分析和验证性因子检验的基础上, 通过直接模型检验来验证研究假设。将网络规模和关系强度作为外因潜变量, 将家庭节能行为作为内因潜变量加入模型中, 验证模型的直接效应假设。通过分析, 直接假设模型在各拟合指标上均表现良好 (如表 3 所示), 说明模型拟合得比较理想。就潜变量间的路径系数而言, 网络规模越大, 越能推动中国城市家庭节能行为 ($\alpha = 0.199$, $p < 0.05$), H_1 假设成立; 而关系强度的增大并未对中国城市家庭节能行为产生显著影响 ($\beta =$

0.098, $p=0.271$), 假设 H_2 并未得到支持 (如表 5 所示), 表明不同社会互动模式在推动中国城市家庭节能行为的过程中发挥的作用具有显著差异。就促进中国城市居民减少碳排放量而言, 扩大社交范围比增加社交深度更能发挥显著作用。

表 5 直接模型检验结果

路径	标准化回归系数	标准误	C.R.	p 值
家庭节能行为←网络规模	0.199	0.068	2.277	0.023
家庭节能行为←关系强度	0.098	0.075	1.101	0.271

(三) 模型的中介效应检验

进一步地将社会规范和节能知识两个中介变量加入模型中, 构成中介效应模型。就模型拟合情况来看, 各拟合指标均表现优异, 说明测量模型拟合比较理想 (如表 3 所示)。中介效应模型的路径系数显示, 网络规模扩大对中国城市居民节能知识的提高 ($\alpha_2=0.374$, $p<0.001$) 表现出了显著的正向影响, 而对增强社会规范的作用 ($\alpha_1=0.087$, $p=0.727$) 并不显著。关系强度的提高对中国城市居民的社会规范增强 ($\beta_1=-0.045$, $p=0.735$) 和节能知识提高 ($\beta_2=0.085$, $p=0.303$) 均未产生显著影响作用。而社会规范的增强对推动中国城市家庭节能行为实践 ($\gamma_1=0.103$, $p<0.01$) 表现出显著的正向影响, 节能知识的提高对推动中国城市家庭节能行为实践 ($\gamma_2=0.322$, $p<0.001$) 产生显著正向影响 (如表 6 所示)。因此, H_{4a} 得到支持, 而 H_{3a} 、 H_{3b} 和 H_{4b} 均未得到支持。在中介效应模型中, 网络规模扩大对推动中国城市家庭节能行为的影响路径系数并不显著 ($\alpha'=0.112$, $p=0.143$), 因此, 节能知识在网络规模与中国城市家庭节能行为之间起到了完全中介作用。节能知识所起到的中介作用也可以从标准化的直接效应、间接效应与总效应中看出 (如表 7 所示)。中介效应模型的结果说明, 节能知识的提升在当前阶段对于推动中国城市家庭节能行为实践具有显著的影响, 而且随着中国城市居民社交范围的扩大, 这一影响随之增大。

表 6 中介效应检验结果

路径	标准化回归系数	标准误	C.R.	p 值
社会规范←网络规模	0.087	0.039	0.349	0.727
节能知识←网络规模	0.374	0.069	4.093	***
社会规范←关系强度	-0.045	0.023	-0.339	0.735
节能知识←关系强度	0.085	0.067	1.031	0.303
家庭节能行为←社会规范	0.103	0.157	3.172	0.002
家庭节能行为←节能知识	0.322	0.081	3.984	***
家庭节能行为←网络规模	0.112	0.058	1.464	0.143

注: ***表示 0.1% 的水平上显著。

表 7 中介模型的标准化直接效应、间接效应与总效应

路径	标准化直接效应	标准化间接效应	标准化总效应
社会规范←网络规模	0.087		0.087
节能知识←网络规模	0.374		0.374
社会规范←关系强度	-0.045		-0.045
节能知识←关系强度	0.085		0.085
家庭节能行为←社会规范	0.103		0.103
家庭节能行为←节能知识	0.322		0.322
家庭节能行为←网络规模	0.112	0.129	0.242

研究假设结果汇总如表 8 所示。

表 8 研究假设结果汇总

假设	路径	验证结果
H ₁	网络规模→家庭节能行为	支持
H ₂	关系强度→家庭节能行为	不支持
H _{3a}	网络规模→社会规范→家庭节能行为	不支持
H _{3b}	网络规模→节能知识→家庭节能行为	支持
H _{4a}	关系强度→社会规范→家庭节能行为	不支持
H _{4b}	关系强度→节能知识→家庭节能行为	不支持

五、研究结论及讨论

(一) 研究结论

本文从“弱关系假设”和“强关系假设”两种视角出发,采用抽样调查和结构方程模型探究了社会互动对于中国城市家庭节能行为的影响,通过直接效应模型和中介效应模型两阶段验证法分析了中国城市家庭节能行为的社会化影响路径,初步得出如下结论:

1. 在社会互动中,居民社交网络规模的扩大能够直接推动中国城市家庭节能行为,而社交关系强度的提高并未发挥显著作用。由直接效应模型所得结论既直接证实了社会互动可以显著影响家庭节能行为^{[1][6]},进而减少碳排放的产生,也证实了“弱关系”在影响社会主体行为和决策方面具有重要的影响力^{[12][24]}。由“弱关系”带来的异质性信息包含大量有助于个体实践节能行为的知识,社交互动中网络规模的不断扩大可以显著提升居民对家庭节能行为的系统认知,进而提高其实践家庭节能行为的能力和意愿。由此可见,社交范围的扩大对于当前中国城市家庭节能行为领域的决策和实践十分重要。相对而言,社会互动中的关系强度及其所产生的规范化压力对当前阶段中国城市家庭节能行为的实践并未产生显著推动作用。因此,由Bian^[21]提出且适用于中国情景下的“强关系假设”在中国城市家庭节能行为领域的效果并不显著。该结论为有效通过社会干预措施促进中国情境下城市居民实践节能行为提供了理论和实证基础。

2. 节能知识的提高对于当前阶段中国城市家庭节能行为的决策和实践十分重要,且与已有部分研究的观点保持一致。中介效应模型的结论与直接效应模型较为统一,都证明了“信息桥”在家庭节能行为实践过程中的重要作用。一般地,“弱关系”可以帮助个体跨越社会结构与阶层的界限以获得更多的有效信息,从而将其他群体内部的重要信息传递给该群体之外的个体^[26]。相对而言,个体间的“强关系”意味着社交圈的重叠程度较大、群体内部个体所掌握信息和资源的相似性和重叠度较高,因此,通过“强关系”获得的信息资源的异质性较低^[12]。网络规模越大,越可以通过节能知识的中介作用显著提升中国城市家庭节能行为领域的实践,这进一步证实了“弱关系”对于个体获取异质性信息的“桥梁”作用^[24]。因此,“弱关系”虽然不如“强关系”那样坚固,却呈现出极快的、低成本的和高效能的信息和资源传播效率。从这个角度而言,节能知识的提高更多地会通过“弱关系”作用显著促进中国城市家庭节能行为,而社交网络规模的扩大并未对社会规范的提升产生显著影响,这在中介效应模型中得到证实。需要指出的是,虽然社交网络规模的扩大并未促进社会规范效应的增强,但路径分析结果证实,社会规范确实对家庭节能行为带来了积极影响,说明规范化压力对个体行为、决策和实践可以产生显著作用。

3. 在社会互动中,居民社交关系强度的提高并未对节能知识和社会规范产生显著提升作用,即“强关系”无法显著推动中国城市家庭节能行为。这说明在我国高度社会化的社会情境下,城市居民所掌握的有关节能行为的关键信息具有较高的重复性,即使进一步增强关系强度也无法带来家庭节能行为实践的增加。值得注意的是,社交关系强度的提高对于增强社会规范的作用为负值

($\beta_1 = -0.045$), 说明随着社交关系亲密程度增高, 甚至可能会出现非节能行为的纵容。关系强度与节能知识的脱节暗示在亲密程度高的社交关系中, 较少传达与家庭节能相关的知识或技能。因此, 中国城市家庭节能行为亟待环境价值观、责任感、社会文化和家庭教育等方面进行提升。

(二) 政策建议

1. 多措并举促进中国城市家庭节能行为。采用多种方式, 如基层节能社区建设、节能竞赛活动和节能知识技能培训活动等增加节能实践的吸引力, 通过个体间的社会互动塑造环保共识; 通过虚拟网络、新媒体等媒介以及公益广告等形式多样的宣传渠道普及和宣传节能知识; 加强节能知识的教育普及, 推动节能知识在不同学习阶段的推广; 积极发挥环保组织和大学科研机构的作用, 开展节能知识讲座和节能实践活动, 提高公众的节能知识存量和环境责任感。

2. 加强中国城市家庭节能行为外部条件的建设。在通讯、交通、邮递等公共服务领域提升基础设施建设质量和服务质量, 辅助城市居民拓展社会网络, 扩大城市居民社交范围。基础设施配套、产品技术条件、行政法规政策等情境结构因素在很大程度上可以影响城市家庭节能行为的成本结构。电力、燃气、供暖和节能家电折扣等财政补贴措施的采用也可以大大提高消费者的节能选择和决策。此外, 社会压力也会增加家庭节能行为的心理成本, 因此需要政府和社会机构一起倡导与节能相关的良好社会风气。

3. 构建多维度节能激励模式。借鉴发达国家已有经验, 将节能行为纳入城市居民的“居民环境信用体系”中, 通过建立家庭“绿色账户”和“环保档案”等方式, 系统化激励城市居民参与到生态文明建设中; 通过塑造社会模范形象发挥表率作用, 通过社会互动传播机制, 形成“以点带面, 以面带群”的扩散效应。

(三) 研究局限性及展望

最后需要说明的是, 由于时间和条件限制, 本研究还存在一定的局限性: (1) 问卷发放数量和抽样方式有待进一步改善。受限于纸质版问卷形式、线下发放渠道和收集方式, 本研究通过随机抽样方式仅获取了 293 个有效样本。另外, 志愿者均来自同一所高校, 可能在一定程度上降低了受访者样本的异质性。在后续研究中, 应进一步扩大志愿者的招募范围, 并融合线上问卷发放方式以增加样本量, 从而获取更具代表性的数据。(2) 虽然节能知识对于中国城市家庭节能行为实践至关重要, 但节能知识量表的样本平均值只有 2.523, 远低于其他变量的平均值, 表明中国城市居民节能知识相对欠缺。究其原因, 节能知识在模型中的显著性表现有可能是因为数值变动在起点值较低时所产生的放大效应。后续研究应获取更多代表性数据来对该结论做进一步验证。(3) “强关系假设”在职业流动研究领域具有较强的适用性并已得到了大量案例与实证的验证。然而, 由于研究领域和样本的差异, 本文未得出支持“强关系假设”的结论, 但并不完全否定“强关系假设”在其他研究领域的适用性。

参考文献

- [1] Allcott, H. Social norms and energy conservation[J]. *Journal of Public Economics*, 2011(9).
- [2] White, K., R. Habib, D. J. Hardisty. How to SHIFT consumer behaviors to be more sustainable: A literature review and guiding framework[J]. *Journal of Marketing*, 2019(3).
- [3] 郭艳茹, 彭涛. 社会互动理论与经济学行为研究范式的改进[J]. *制度经济研究*, 2012(1).
- [4] Xu, X., Z. Yao, Q. Sun. Social media environments effect on perceived interactivity[J]. *Online Information Review*, 2019(2).
- [5] Kristina, E., P. Söderholm. The devil is in the details: Household electricity saving behavior and the role of information[J]. *Energy Policy*, 2010(3).

- [6] Handgraaf, M. J. J., M. A. V. L. D. Jeude, K. C. Appelt. Public praise v. s. private pay: Effects of rewards on energy conservation in the workplace[J]. *Ecological Economics*, 2013(2).
- [7] Dolan, P., R. Metcalfe. Neighbors, knowledge, and nuggets: Two natural field experiments on the role of incentives on energy conservation[J]. *Natural Field Experiments*, 2013, 1222.
- [8] Carrico, A. R., M. Riemer. Motivating energy conservation in the workplace: An evaluation of the use of group-level feedback and peer education[J]. *Journal of Environmental Psychology*, 2011(1).
- [9] 王建明, 贺爱忠. 消费者低碳消费行为的心理归因和政策干预路径: 一个基于扎根理论的探索性研究[J]. *南开管理评论*, 2011(4).
- [10] Qi, X., A. Ploeger. Explaining consumers' intentions towards purchasing green food in Qingdao, China: The amendment and extension of the theory of planned behavior[J]. *Appetite*, 2019, 133.
- [11] Lorenzoni, I., S. Nicholsoncole, L. Whitmarsh. Barriers perceived to engaging with climate change among the UK public and their policy implications[J]. *Global Environmental Change*, 2007(3).
- [12] Friedkin, N. A test of structural features of Granovetter's strength of weak ties theory[J]. *Social Networks*, 1980(4).
- [13] Montgomery, J. D. Job search and network composition: Implications of the strength-of-weak-ties hypothesis[J]. *American Sociological Review*, 1992(5).
- [14] Hansen, M. T. The search-transfer problem: The role of weak ties in sharing knowledge across organization subunits[J]. *Administrative Science Quarterly*, 1999(1).
- [15] Todo, Y., P. Matous, H. Inoue. The strength of long ties and the weakness of strong ties: Knowledge diffusion through supply chain networks[J]. *Research Policy*, 2016(9).
- [16] 刘宏, 马文瀚. 互联网时代社会互动与家庭的资本市场参与行为[J]. *国际金融研究*, 2017(3).
- [17] 李涛. 社会互动与投资选择[J]. *经济研究*, 2006(8).
- [18] 林南, 俞弘强. 社会网络与地位获得[J]. *马克思主义与现实*, 2003(2).
- [19] Nelson, R. E. The strength of strong ties: Social networks and intergroup conflict in organizations[J]. *Academy of Management Journal*, 1989(2).
- [20] Tiwana, A. Do bridging ties complement strong ties? An empirical examination of alliance ambidexterity[J]. *Strategic Management Journal*, 2008(3).
- [21] Bian, Y. J. Bringing strong ties back in: Indirect ties, network bridges, and job searches in China[J]. *American Sociological Review*, 1997(3).
- [22] Bian, Y. J. Chinese social stratification and social mobility[J]. *Annual Review of Sociology*, 2002(1).
- [23] Bian, Y. J., S. Ang. Guanxi networks and job mobility in China and Singapore[J]. *Social Forces*, 1997(3).
- [24] Granovetter, M. The strength of weak ties[J]. *American Journal of Sociology*, 1973(6).
- [25] 魏庆琦, 肖伟, 朱焕亮. 城市居民低碳出行倾向影响因素的实证分析[J]. *生态经济*, 2017(7).
- [26] Granovetter, M. Economic action and social structure: The problem of embeddedness[J]. *American Journal of Sociology*, 1985(3).
- [27] Cialdini, R. B., N. J. Goldstein. Social influence: Compliance and conformity[J]. *Annual Review of Psychology*, 2004(1).
- [28] Stern, P. C. New environmental theories: Toward a coherent theory of environmentally significant behavior[J]. *Journal of Social Issues*, 2010(3).
- [29] Schahn, J., E. Holzer. Studies of individual environmental concern: The role of knowledge, gender, and background variables[J]. *Environment & Behavior*, 1990(6).
- [30] 贺爱忠, 李韬武, 盖延涛. 城市居民低碳利益关注和低碳责任意识对低碳消费的影响——基于多群组结构方程模型的东、中、西部差异分析[J]. *中国软科学*, 2011(8).

- [31]李永周,刘小龙,刘畅. 社会互动动机对知识团队隐性知识传递的影响研究[J]. 中国软科学,2013(12).
- [32]Pressman,S. D. ,S. Cohen,G. E. Miller,et al. Loneliness,social network size,and immune response to influenza vaccination in college freshmen[J]. *Health Psychology*,2005(3).
- [33]Brüderl,J. ,P. Preisendörfer. Network support and the success of newly founded businesses[J]. *Small Business Economics*,1998(3).
- [34]Shane,S. ,D. Cable. Network ties,reputation,and the financing of new ventures[J]. *Management Science*,2002(3).
- [35]Stern,P. C. ,T. Dietz,T. Abel,et al. A value-belief-norm theory of support for social movements:The case of environmentalism[J]. *Human Ecology Review*,1999(2).
- [36]Frick,J. ,F. G. Kaiser,M. Wilson. Environmental knowledge and conservation behavior:Exploring prevalence and structure in a representative sample[J]. *Personality & Individual Differences*,2004(8).
- [37]Lindén,A. L. ,M. Klintman. *The Formation of Green Identities—Consumers and Providers*[M]. Aldershot: Ashgate,2003.
- [38]Kline,R. B. *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (3rd ed.) [M]. New York: The Guilford Press,2011.
- [39]Hair,J. F. ,W. C. Black,B. J. Babin,et al. *Multivariate Data Analysis: Pearson New International Edition* [M]. New York: Pearson Higher Education,2013.

“Strong Ties” v. s. “Weak Ties” — Research on the Path of Social Interaction on Chinese Urban Resident’s Household Energy-Saving Behaviors

YIN Jian-hua, SHI Shao-qing

Abstract: How to effectively reduce household energy consumption has always been the focus of attention in all countries. In addition to economic incentives, social interventions have received increasing attention from scholars. In social interactions, whether the Weak Ties that acts as an information bridge or the Strong Ties as a relationship network can better promote household energy-saving behaviors has become a topic of concern for scholars. Based on the Weak Ties Hypothesis, Strong Ties Hypothesis and embeddedness perspective, this paper uses sample survey data and verification through structural equation models to conduct an empirical analysis on the mechanism of social interaction affecting the energy conservation behavior of Chinese urban households. Through the two-stage test of the direct model and the intermediary model, the following conclusions are drawn: 1) Social interaction significantly promotes Chinese urban resident’s household energy saving behaviors; 2) Compared with Strong Ties, Weak Ties can promote Chinese urban resident’s household energy saving behaviors; 3) The improvement of energy conservation knowledge has played an important role in promoting Chinese urban resident’s household energy saving behaviors. The research conclusions show that the “weak ties” acting as the Information Bridge can promote Chinese urban resident’s household energy saving behaviors through the diffusion and dissemination of energy saving knowledge. This conclusion not only verifies the applicability of the Weak Ties Hypothesis in the field of household energy-saving behaviors, but also further confirms the applicable boundary of the Strong Ties Hypothesis.

Key words: social interaction; strong ties; weak ties; embeddedness; energy saving behaviors

(责任编辑 朱 蓓)