

家庭能效政策的节能创新效应：中国数据的实证

张意翔，黄亚云，周旋，成金华

摘要：目前关于节能创新诱导效应的研究主要集中在能源供应方面，很少关注家庭部门能效政策的创新效应。基于中国数据，搜索整理了 1996—2017 年间的政策信息和 22 个行业专利数据，并利用泊松回归方法着重研究家庭部门能效政策与节能创新效应之间的关系。研究发现：(1) 家庭需求拉动型政策具有较为显著的节能创新效应；(2) 将工业和家庭能效政策组合成政策体系时会产生更大的节能创新效应；(3) 家庭需求拉动型政策节能创新效应具有较为显著的异质性。

关键词：家庭能效政策；节能创新；需求拉动；异质性

中图分类号：F126 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-0169(2020)02-0092-11

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2020.02.009

一、引言

在创新已成为社会发展动能的情况下，充分发挥政策创新诱导效应无疑有利于减少能源消费^[1]。“十一五”以来，中国实行了很多能效政策以减少能源消费，并逐渐形成了 2030 年中长期节能减排政策框架，但现实表明还有许多需要完善的地方，因此有必要对影响能效政策效应的因素进行深入分析。近年来，居民能源消费量逐年攀升。2018 年，中国居民能源消费约占总能源消费的 11.7%，几乎是 2010 年的两倍。家庭能源消费行为已成为影响能源消费的重要因素。要缓解能源供需矛盾，必须实施针对性的家庭能源政策，但家庭能源政策创新诱导效应尚无统一定论，因此，对家庭能效政策的节能创新诱导效应进行研究具有现实意义。

家庭能源消费政策选择会对节能创新产生极大影响^[2]。学者们从不同角度分析了家庭能效政策对节能创新的影响。Hillring、Uyterlinde 等认为，经济刺激政策有利于鼓励家庭更多地使用高技术新能源产品^{[3][4]}。Newell 等、Noailly 认为需要实行严格的标准政策才能完成节能创新诱导效应的形成与扩散^{[5][6]}。Gillingham 等、Aydin 等认为，尽管强制性的标签法规和严格的建筑规范等有利于家庭降低住宅能耗，但其节能创新诱导效应小于刺激和鼓励政策的节能创新诱导效应^{[7][8]}。Anderson 等、Stern 认为，信息活动、宣传教育能提高家庭能效政策的节能创新诱导效应^{[9](P11)[10]}。国内研究重点主要集

基金项目： 研究阐述党的十九大精神国家社科基金专项“加快生态文明体制改革、建设美丽中国研究”(18VJ037)；湖北师范大学资源枯竭城市转型与发展研究中心 2019 年度开放基金“高质量发展下资源型城市能源创新能力提升路径研究”(KF2018Z01)；教育部人文社会科学规划基金项目“长江经济带制造业绿色创新效率的时空分异特征与提升路径研究”(19YJA630103)

作者简介： 张意翔，中国地质大学(武汉)经济管理学院副教授(湖北武汉 430074)；黄亚云，中国地质大学(武汉)经济管理学院研究生；周旋(通讯作者)，武汉纺织大学经济学院副教授，zhou508@yahoo.com.cn(湖北武汉 430074)

中在宣传教育和产品售后政策等对居民节能意识、节能技术诱导效应上^{[11][12]}。高新伟等、毕凌云等、陈睿等认为, 可采取多种手段来培养居民节能意识和引导节能行为^{[13][14][15]}。只有少数学者研究了标签等对居民消费行为的影响。帅传敏等认为, 碳标签能提高居民低碳消费意愿^[16]。

尽管上述研究有助于认识家庭能源消费政策对节能创新的影响, 但并没有全面揭示家庭能效政策的节能创新诱导效应。具体来说, 有以下方面需要完善: (1) 缺少对家庭能源效率政策节能创新诱导效应的研究, 现有研究主要分析工业部门; (2) 大多从国家层面就某类政策的节能效果进行分析, 很少从政策整体角度和部门层面进行全面分析^[17]; (3) 很少比较家庭部门不同能源政策影响效果, 而不同的政策选择会产生不同的节能创新诱导效应^[18]。因此, 本文拟首先基于 22 个行业部门的节能专利数据集和政策信息, 从整体上分析家庭部门需求拉动型政策对节能创新的影响效果, 然后比较不同部门政策相互作用下的节能技术诱导效应, 最后比较分析家庭部门不同需求拉动型政策对节能创新的影响效果。本研究对促使节能创新, 建设基于家庭部门的清洁高效的现代能源政策工具体系具有一定的现实意义。

二、研究假设

节能技术创新的正外部性和公共性特征, 使其 R&D 投资不足, 需要政府能效政策来推动。能效政策即能源效率政策, 是指直接影响能源使用效率的政策工具, 主要包括节能减排和促使清洁能源发展的政策, 可以分为技术推动和需求拉动两种类型^[19]。政策节能创新能力包括能源效率政策创新能力和其他政策创新能力, 其中, 其他创新能力主要是指新能源开发等能源替代政策^[8]。如图 1 所示, 节能创新政策诱导效应存在两次分化。第一次是基于创新活动受诱发的方向——即创新是受技术“推动”还是需求“拉动”政策影响。其中, 前者可借助研发支持等手段降低创新生产私人成本, 而后者则通过知识产权保护、税收鼓励消费者采用新技术、制定严格的监管标准等手段以增加部门致力于创新活动的私人收益。于是, 因不同能效政策类型面向对象的不同而产生第二次分化。技术推动型政策本质上只能聚焦于工业部门, 而需求拉动型政策可以同时影响工业部门和家庭部门。本文主要以工业部门终端技术应用为基础, 研究家庭部门需求拉动型政策的节能创新效应, 以及对比分析家庭部门不同需求拉动型政策的节能创新效应。

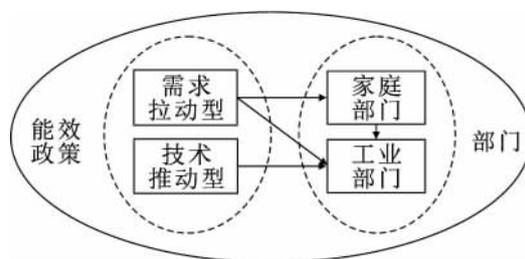


图 1 不同能源效率政策对家庭和工业部门的影响

其中, 前者可借助研发支持等手段降低创新生产私人成本, 而后者则通过知识产权保护、税收鼓励消费者采用新技术、制定严格的监管标准等手段以增加部门致力于创新活动的私人收益。于是, 因不同能效政策类型面向对象的不同而产生第二次分化。技术推动型政策本质上只能聚焦于工业部门, 而需求拉动型政策可以同时影响工业部门和家庭部门。本文主要以工业部门终端技术应用为基础, 研究家庭部门需求拉动型政策的节能创新效应, 以及对比分析家庭部门不同需求拉动型政策的节能创新效应。

(一) 家庭部门需求拉动型政策假设

以家庭部门为主的需求拉动型政策借助对绿色产品的需求而增加对能源价格、标签和标准的影响, 从而诱导企业产生投资研发节能创新的动机。Noailly 分析了“建筑规范”对创新 (以专利衡量) 的影响, 认为规范的合理性和可行性会影响规范的创新效应^[6]。Brounen 等认为, 需要拉动型政策会通过影响家庭预算和使用成本而影响节能创新效应, 两者存在正相关关系^[20]。基于上述研究, 期望观察到家庭部门的需求拉动型政策对能源效率创新的积极影响, 假设:

H₁: 家庭部门有效使用能源的需求拉动型政策能促进节能创新。

(二) 家庭部门不同需求拉动型政策假设

为实现节能减排目标, 研究不同政策工具的相互作用以及政策组合特点也很重要^[21]。Costantini 等认为, 家庭部门整体政策组合比单个政策更利于诱发创新^[22]。同时, 技术推动型和需求拉动

型政策间的平衡非常重要。因此, 本文将重点比较家庭部门不同需求拉动型政策的创新效应, 以及两部门间 (家庭和工业) 需求拉动型与技术推动型政策的相互作用。对家庭部门需求拉动型政策进行以下分类:

1. 能源税和货币激励。能源税是以市场为基础, 惩罚低效技术使用而内化外部环境成本的一种政策手段; 货币激励则是通过提供货币补贴或税收减免, 在降低投资者成本负担的同时, 鼓励使用者采用节能技术。后者被认为更有效, 这是因为使用者由于较高的家庭贴现而在很大程度上忽视了当前的能源成本, 同时其购买决策也主要是基于初始投资的规模。据世界卫生组织调查显示, 热绝缘技术的采用成本高于能源价格, 同时安装成本与能源价格之间也存在较大差距。另外, 在创新诱导方面, 补贴支持早期新技术的出现, 解决了“搭便车”现象造成的投资不足问题^[7]。对此, 本文针对家庭补贴政策, 假设:

H_{2-a} : 支持家庭部门采用政策补贴比能源税诱导节能创新更有效。

2. 标签和宣传教育。产品能源标签政策主要针对消费者, 以纠正其因信息不对称而对能源节约效应的低估, 从而为节能创新提供更高的支付意愿^[16]。同样的, 标签也支持早前新技术的采用^[7]。宣传教育活动则是旨在“教育”投资者和使用者的一般策略型政策, 有助于增强其对能源节约的认识水平, 但对其行为的影响很小^[10]。因此, 关于这两类家庭部门政策, 假设:

H_{2-b} : 产品能源标签政策向家庭提供信息比宣传教育活动更利于诱导节能创新。

3. 标准。标准表示指挥和控制某一事物的方法。在这里, 出于长期能源节约的考虑, 规定了能源效率最低水平, 以实现节能创新最优成本。标准主要“设定”技术水平, 而不是追求更新、更高效率的创新, 使创新诱导在相对有限程度下发挥最大潜力。Noailly 发现, 建筑标准的隔热系数标准与技术专利之间存在显著相关性^[6]。

4. 自愿协议。自愿协议是指促进大型家用电器在其使用周期、建筑规范或竞争中的交换。公司作为自愿协议主体的一部分, 需要给予昂贵的额外技术投资。这主要是由于信息的不对称和有限理性产生的市场失灵, 损害了公司内部组织的协调性和打破了设备供应商与客户之间的平衡, 但其有利于减少对节能技术推广的投资。因此, 期望在实现节约投资的情况下促进新节能技术的发展, 但这种联系还未得到验证。

关于不同政策类型对家庭的相对影响, 目前尚无定论, 因此, 将其作为开放研究问题: 就节能创新而言, 补贴、标准、活动、标签、税收和家庭能效使用自愿协议的效果有何不同?

三、模型、变量和数据

(一) 模型

正如 Jaffe 等指出的, 在行业层面上很难确定一个理论上令人满意的结构或简化形式的创新方程^[23]。因此, 基于知识生产函数框架^[24], 将节能创新视为因变量, 假设在某一时期 (t) 行业 (j) 的知识生产公式为:

$$Y_{jt} = \ln(A) + \alpha \ln(L_{jt-1}) + \varphi \ln(EES_{jt-1}) + \lambda \ln(OS_{jt-1}) + \phi PH_{t-1} + \pi PI_{t-1} + \theta \ln(R\&DS_{t-1}) + \chi_t + \eta_j + \epsilon_{jt} \quad (1)$$

其中, Y 表示节能创新, 主要指建筑物能源效率类别 (如绝缘、供暖和冷却系统) 或照明中的发明专利数量; A 是常数, L 是劳动力投入, EES 表示能源效率创新存量, OS 指其他创新存量, PH 表示家庭政策, PI 表示行业政策 (行业政策主要是指与家庭建筑物紧密相关的 22 个行业的建筑物能效政策), $R\&DS$ 是 $R\&D$ 补贴。本文主要关注家庭需求拉动型能效政策的影响, 但为了能正确识别这种效果, 同时引入工业技术推动型和需求拉动型政策进行回归估计。此外, 能源效率方

面的研发支出 (R&D 补贴) 代表技术推动型政策。为防止变量潜在偏差问题被忽略, 设置了控制行业特性的时间固定效应 (χ_t) 和行业固定效应 (η_j), 并使用实际工业能源价格指数替代能源成本。虽然考虑 GDP 和人均 GDP 经济指标主要是为衡量一个国家的财富能力和家庭部门的经济状况, 但两者并不作为自变量直接出现在式 (1) 中, 其影响是通过 L 、 EES 、 OS 、 PH 来体现的。由于数据时间周期较长, 为防止逆向因果关系内生性问题和控制相关潜在个体变量的异质性, 假设滞后期为一期。同时, 为修正节能创新变量数据的离散性, 将采用具有稳健标准差的固定效应泊松回归模型来分析, 在此并不给出模型表达式。

行业节能创新能力由其能源效率发明 (能源效率创新存量) 和其他发明 (其他创新存量) 来描述。能源效率创新存量的衡量采用永续盘存法^{[22][25]}, 即 t 时期行业 j 的能源效率创新存量是:

$$EES = (1 - \delta)EES_{jt-1} + EES_{jt} \quad (2)$$

其中, δ 表示企业 R&D 资本折旧率, 假设值为 15%^[25]。能源效率创新存量的初始值设定为 1996 年环境友好型发明存量 / ($\delta + g$), 而 g 是 1996 年前能源效率创新存量的增长率, 假设为 15%。但是需要说明的是, 初始库存对整个检验过程的影响很小。其他创新存量与能源效率创新存量的计算方法一致。另外, 利用各行业员工总数 (L) 的信息来控制劳动力投入。

因变量和大多数独立变量 (如劳动力和发明存量) 是全国行业水平。这就使得由行业劳动力投入或存量基础变化所驱动的行业绿色创新活动的变化在回归中得到了体现。此外, 这还可以体现行业固定效应, 而这些效应控制着行业特有的特征。即使政策信息只能在国家一级提供, 但对其他模型变量使用行业一级的信息也是有意义的。

由于本文数据的时间序列维数比较长, 而且专利数据序列和政策数据序列都很可能是持久的, 因此, 非平稳性可能会影响本文的估计结果。然而, 对残差的非平稳性测试并不表示具有非平稳性的问题^①。

(二) 变量

变量基本信息如表 1 所示。

表 1 变量基本信息描述

变量	解释说明	数据来源
因变量 节能创新	“建筑和照明的能源效率”的发明专利量	中国科技统计年鉴
自变量 劳动力	就业总人数	中国工业统计年鉴
能源效率创新存量	能源效率发明存量	国家知识产权局、国家统计年鉴
其他创新存量	与能源效率无关的发明存量	国家知识产权局
能源成本	工业终端能源价格实际指数	中国统计年鉴
行业政策	与行业有关的政策的数量	国家相关官方网站
家庭政策	与家庭有关的政策的数量	国家及各省相关官方网站
R&D 补贴	国内生产总值用于可再生能源和能源效率的研发预算所占比例	中国科技统计年鉴
GDP	一国全年全部最终产品和服务的产出总额	中国统计年鉴
人均 GDP	人均国内生产总值	中国统计年鉴

1. 节能创新能力。节能创新能力用专利量表示。尽管专利量在衡量创新产出方面存在缺陷, 但却可有效衡量某部门对创新的投入^[26]。能效政策是为激励节能创新技术研发而实施的, 是创新

^① 关于残差的非平稳性测试采用的是 Eberhardt (2012) 利用 STATA 软件编写的 `multipurt` 命令。由于数据集相对不平衡, 测试基于表 4 第 (5) 列和表 5 第 (5) 列中的模型规范。

投入的表现,因此专利量仍被认为是衡量创新活动的最佳数据源^[21]。从《中国科技统计年鉴》及国家知识产权局年报整理得出1996—2017年22个行业能源效率专利数据。

2. 政策变量。将需求拉动型能效政策划分为标准、财政奖励(税收、财务和财政补贴)、信息(宣传活动、标签和自愿协议)七种不同类型(如表2所示)。政策数据来源主要是通过对国家发改委、各部委和省市政府官方网站历年所公布的政策,以关键词检索方法整理筛选出1996—2017年间国家发改委、部委和省市政府网站颁布的与家庭部门相关的能源效率政策。

各能效政策的衡量方法并不相同。税收可用税收标准或税率来衡量,补贴用其成本衡量^[26],标准则借鉴Noailly,使用经气候修正的隔热标准系数方法衡量^[6]。目前衡量标签政策的方法有两种:一是持续的策略代理方法,但不适用于所用的政策且不能在不同的政策间进行比较;二是使用二进制或虚拟变量衡量^[5],不足的是忽略了政策的严格性(例如,对能源效率更严格的要求)。因此,基于这两种方法,本文提出了一种既可比较不同政策又可衡量政策数量的中间方法,而不能提高能源效率的附加政策将被排除在外。需要说明的是,政策数量的统计并不考虑不同政策类型中存在的可忽略的差异性。

(三) 数据

1. 节能创新能力数据。表3显示了1996—2017年间22个行业创新活动状况。对能源效率创新

表2 政策类型描述

政策类型	描述
标准	电器/建筑物标准
税收	能源消耗税
补贴(财务)	对高效电器的赠款
补贴(财政)	减税
宣传活动	节能宣传教育活动
标签	电器/建筑的强制性标签
自愿协议	公司与家庭有关的自愿协议

表3 按行业分类的节能创新

专利类型	其他创新(不包括EE)		节能创新(EE)		EE与非EE专利的比率(%)
	非EE专利数量(项)	各行业相对其他创新所占比例(%)	EE专利数量(项)	各行业相对节能创新所占比例(%)	
食物、饮料业	1 173	1.5	4	0.5	0.3
烟草制造业	52	0.1	0	0	0
纺织品	343	0.5	6	0.8	1.7
服饰业	112	0.1	9	1.1	8
皮革制品	97	0.1	0	0	0
木材制品	140	0.2	1	0.1	0.7
造纸业	550	0.7	2	0.3	0.4
石油产品、核燃料	426	0.6	2	0.3	0.5
橡胶和塑料制品	2 636	3.5	8	1.0	0.3
非金属矿产品	1 839	2.4	84	10.9	4.6
碱性金属	1 121	1.5	7	0.9	0.6
金属制品	1 835	2.4	32	4.2	1.7
机械业	12 376	16.3	197	25.7	1.6
办公室机器和计算机	4 659	6.1	28	3.6	0.6
电子设备和仪器	2 474	3.3	63	8.2	2.5
无线电、电视和通讯设备	8 491	11.2	182	23.7	2.1
医疗、精密和光学仪器	9 391	12.4	34	4.4	0.4
机动车辆,汽车	4 107	5.4	13	1.7	0.3
其他运输设备	904	1.2	2	0.3	0.2
家具消费品	1 049	1.4	2	0.3	0.2
化学品(不包括药品)	9 400	12.4	85	11.1	0.9
生物制药	12 710	16.7	7	0.9	0.1
总计	75 885	100	768	100	1.0

数据来源:作者根据《中国科技统计年鉴》及国家知识产权局年报的数据整理所得。

和其他创新贡献最大的行业有“生物制药”、“机械业”、“化学品”、“医疗、精密和光学仪器”,“无线电、电视和通讯设备”的贡献次之。在能源效率发明中,所占份额最大的行业分别是“服饰业”、“电子设备和仪器”和“无线电、电视和通信设备”。

与表 3 不同的是,图 2 比较了 1996—2017 年能源效率创新能力和其他创新能力的年度变化情况。由图 2 可知,发明专利量总体不断上升,但在随后的 10 年间,尽管我国的创新活动强度略有增加,但发明专利量变化不是很明显,甚至在 2008—2009 年间专利量出现下降,这可能是受金融危机以及专利申请延迟(通常为 18 个月)的影响。在此之后,发明创新活动得到了很大的推动,尤其是 2015 年后,随着“十三五”规划的出台,我国为实现节能减排目标,大力支持节能创新活动,使得能源效率发明专利增长率超过了其他发明专利。

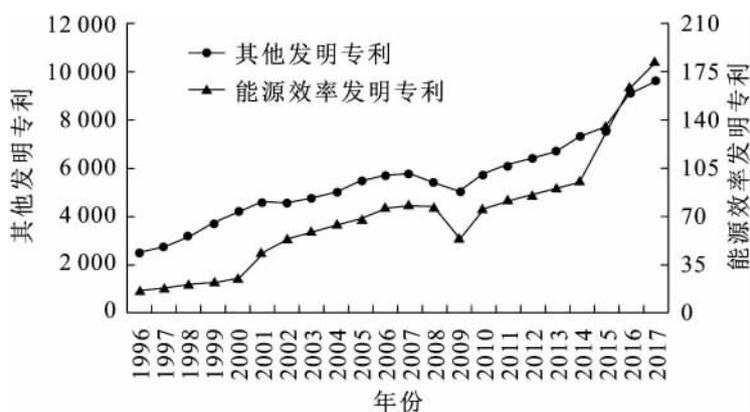


图 2 1996—2017 年中国能源效率发明专利和其他发明专利

数据来源: 作者根据《中国科技统计年鉴》及国家知识产权局年报的数据整理所得。

2. 政策数据。由图 3 可知,在 1996—2017 年间,家庭部门能效政策量增长速度最快的是标准,其次是标签和宣传活动,其余家庭部门政策变化较为平稳。其中,2002 年前,我国家庭部门政策主要以标准和标签为主,之后宣传活动超过标签而仅次于标准政策。这可能是因为“十七大”

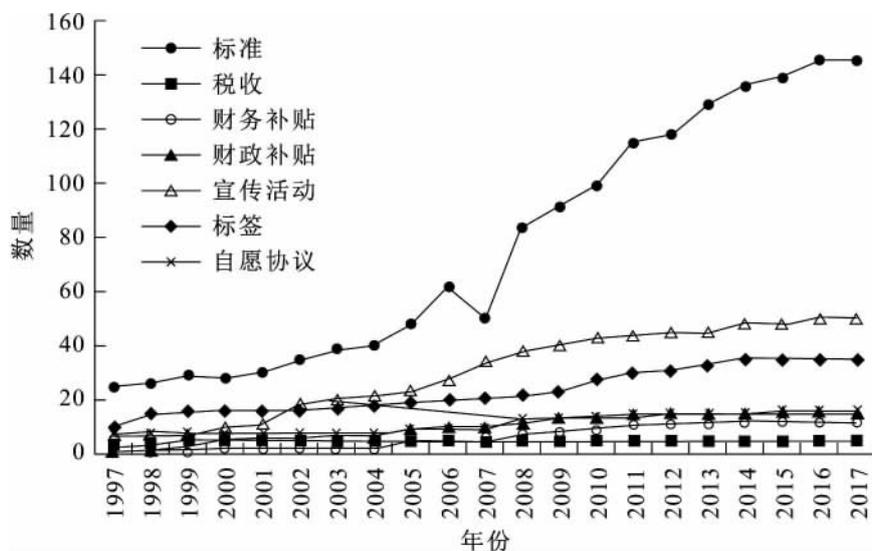


图 3 1996—2017 年我国家庭部门不同类型能效政策数量

数据来源: 根据发改委、各部委和省市级政府官方网站颁布的与家庭部门相关的能源效率政策整理得出。

以后,中国特色社会主义生态文明建设步伐加快,增加了对宣传活动的重视程度。

需要重点说明的是,本文是在收集各省市数据基础上,综合得出国家级行业数据,为了避免内生性问题,如前所述,我们对变量进行了滞后一阶处理。在收集各省 22 个行业政策数据的过程中,由于是网络收集,受区域发展差异、保密性以及政策公布时间滞后性的影响,部分省份存在数据不完整等问题,但基于本文是在国家层面进行分析,这些问题基本可忽略不计。

四、分析结果与讨论

为保证检验结果的稳健性和研究的充分性,根据公式(1)设定了五种模型,以分别控制不同的变量。其中,模型 1 不包括 R&D 补贴和能源成本变量;模型 2 纳入了家庭部门政策和行业部门政策的相互作用项,以验证行业和家庭部门政策组合间的节能创新效应;模型 3 和模型 4 分别考虑了能源成本、R&D 补贴,模型 5 则同时包含这两个变量。

(一) 家庭部门需求拉动政策的节能创新效应

由表 4 可知,家庭需求拉动型政策与节能创新之间存在显著的正相关关系,满足假设 H_1 。引入需求拉动型政策,在能源效率方面的经济性创新量平均增加了 2.4% 左右。这一结果与模型特征无关。当我们分析需求拉动型政策对一般能效政策与高效能效政策这两种替代政策的影响时,需求拉动型政策与它们之间依然存在显著的正相关关系,但后者的影响和显著程度要大于前者。

表 4 家庭需求拉动型政策与节能创新的回归分析

	估算方法		固定效应泊松回归		
	时期		1996—2017		
	因变量		节能创新		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
滞后一期($t-1$)					
家庭政策	0.024*** (0.042)	0.012 (0.048)	0.022*** (0.031)	0.027** (0.022)	0.015*** (0.041)
行业政策	0.026** (0.022)	-0.003 (0.045)	0.025** (0.041)	0.021** (0.032)	0.022** (0.031)
行业政策 * 家庭政策		0.003* (0.039)			
取自然对数并滞后一期					
R&D 补贴				0.131*** (0.041)	0.132*** (0.043)
能源成本			0.211 (0.702)		0.132 (0.542)
能源效率创新存量	0.365*** (0.090)	0.323*** (0.085)	0.387*** (0.089)	0.387*** (0.079)	0.385*** (0.088)
其他创新存量	0.723*** (0.202)	0.786*** (0.215)	0.736*** (0.222)	0.765*** (0.211)	0.741*** (0.240)
劳动力	0.632*** (0.339)	0.631*** (0.338)	0.624*** (0.331)	0.621*** (0.334)	0.611*** (0.327)
时间固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
Wald chi2 检验	920.88***	951.4***	920.77***	879.32***	873.32***
对数似然函数值	-958.75	-951.03	-958.27	-943.49	-943.28
样本数	462	462	462	462	462

注:***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 检验水平下的统计意义。下文相同,不再说明。

表 4 的结果还显示,工业需求拉动型对能源效率创新也具有显著的正相关关系,但家庭需求拉动型政策并不能取代行业部门政策对节能创新的积极影响,见模型 1。在模型 2 中,当两部门政策同时存在时,单个部门的能效政策对节能创新的直接影响就变得相对较小,只有将两部门政策进行组合,才能刺激节能创新效应。模型 3 和模型 4 可见,R&D 补贴(代表技术推动型政策)与节能创

新之间存在显著的正相关关系, 能源成本则与节能创新呈不显著的正相关关系^①。此外, 行业节能技术中的能源效率创新存量和其他创新存量具有正向显著性, 与任一模型中引入的控制变量无关, 工业规模(劳动力)也显示出明显的积极影响。

(二) 家庭不同类型需求拉动政策的节能创新效应

表 5 列出了家庭不同需求拉动型政策类型的回归结果。对比发现, 只有补贴和标签政策与节能创新具有显著正向关系, 而标准、税收、宣传活动和自愿协议与节能创新的关系不是很显著, 其中, 补贴和标签的研究结果是稳健的。标签在模型 5 中不具有显著关系, 可能的原因是中国现阶段, 标签对能源成本和能源研发的影响过小。此外, 补贴和标签的重大影响对于不同类型政策的单独估算仍然有效(如表 6 所示)。结果表明, 实行财务补贴或财政补贴促使能源效率发明量平均以 4% 的比例增长。相比之下, 能源税或碳税对创新没有显著影响, 符合假设 H_{2-a} , 并表明早期促进节能技术市场发展的政策会诱导创新。同时, 能源标签的有效节能创新诱导效应为 2%, 而宣传活动的有效节能创新诱导效应只有 0.9%, 符合假设 H_{2-b} , 并与 Newell 等的发现基本一致^[5]。标准的有效节能创新诱导效应也只有 0.9%。

表 5 家庭不同类型政策与节能创新的回归分析

模型	估算方法		固定效应泊松回归		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
滞后一期($t-1$)					
补贴	0.043** (0.046)	0.040** (0.049)	0.042** (0.026)	0.038** (0.039)	0.036** (0.044)
标准	0.001 (0.040)	0.010 (0.022)	0.011 (0.043)	0.013 (0.049)	0.012 (0.050)
税收	-0.003 (0.252)	-0.001 (0.344)	-0.014 (0.348)	-0.025 (0.229)	-0.019 (0.014)
宣传活动	0.002 (0.049)	0.010 (0.031)	0.014 (0.028)	0.021 (0.041)	0.003 (0.029)
自愿协议	0.001 (0.080)	0.003 (0.064)	0.002 (0.080)	0.004 (0.063)	0.007 (0.075)
标签	0.024** (0.046)	0.027** (0.050)	0.025** (0.045)	0.021* (0.021)	0.020 (0.027)
行业总政策	0.024** (0.032)	0.022** (0.021)	0.020* (0.042)	0.017* (0.031)	0.018** (0.051)
取自然对数并滞后一期					
R&D 投入			0.023*** (0.034)	0.034*** (0.040)	
能源成本		-0.446 (0.814)		-0.531 (0.793)	-0.124 (0.831)
能源效率创新存量	0.378*** (0.088)	0.386*** (0.085)	0.367*** (0.087)	0.356*** (0.079)	0.346*** (0.085)
其他创新存量	0.619*** (0.301)	0.699*** (0.351)	0.778*** (0.304)	0.732** (0.364)	0.801*** (0.302)
劳动力	0.620*** (0.338)	0.621*** (0.338)	0.621*** (0.336)	0.624*** (0.435)	0.621*** (0.631)
时间固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
Wald chi2	949.11***	956.21***	906.39***	908.12***	767.58***
对数似然函数值	-940.65	-939.05	-923.74	-921.68	-712.05
样本数	462	462	462	462	462

为更好地体现各政策的影响, 对不同类型政策进行了单独估计。结合表 5 和表 6 不难发现, 各政策的创新诱发效应有很大差异。这证明了开放性问题的合理性。标准的研究结果虽然符合理论预期, 但本文结果小于 Noailly 的结果^[6]。这可能是由于研究对象的差异, Noailly 主要研究的欧洲国

^① 能源成本影响的不显著可能是由于能源价格形成过程中的指导性因素使其随着时间的推移只观察到轻微的变化, 通过包括行业固定效应来捕捉行业之间的差异。

家很早就实行了节能标准，人们已形成按照标准选择行为的习惯；而在中国，标准还没有真正成为制约人们行为的因素^[14]。如果单独对标准进行分析的话，其研究结果是正相关但不显著，说明其可能通过市场需求增长进行缓慢创新活动。另外，标签虽没有有效促进节能创新，但被认为是促进能源节约的一项有效措施^[5]，有利于能源创新技术的推广。标签之所以比标准具有更大的创新诱发效应，可能是前者更容易被接受，中国产品间能效标准差异较小使人们认同度较小^[16]。补贴的有效节能创新诱导效应最大，这符合现有大部分关于政策创新效应研究的结论^{[6][7][8]}，一个很大的原因是中国人均收入太少，无力承担税收等成本型政策带来的成本^{[11][14]}。税收之所以产生负面影响，可能是税收会影响企业收入，从而最终影响了企业创新能力。宣传活动与自愿协议有效节能创新诱导效应较小的原因可能是其规模较小，人们的积极性不高^[14]。

表 6 不同类型政策的单独估计

	估算方法		固定效应泊松回归		
	时期		1996—2017		
	因变量		节能创新		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
滞后一期($t-1$)					
补贴	0.061*** (0.012)				
标准		0.021 (0.019)			
宣传活动			0.011 (0.013)		
标签				0.044* (0.042)	
自愿协议					0.011 (0.031)
税收					-0.054 (0.013)
行业总政策	0.012 (0.008)	0.032*** (0.011)	0.032*** (0.011)	0.030*** (0.011)	0.031*** (0.011)
取自然对数并滞后一期					
R&D投入	0.123*** (0.046)	0.130*** (0.047)	0.131*** (0.043)	0.123*** (0.041)	0.125*** (0.041)
能源成本	-0.036 (0.058)	0.316 (0.528)	0.314 (0.510)	0.011 (0.643)	0.254 (0.511)
能源效率创新存量	0.261*** (0.067)	0.301*** (0.066)	0.281*** (0.067)	0.285*** (0.067)	0.281*** (0.066)
其他发明存量	0.557*** (0.126)	0.568*** (0.137)	0.570*** (0.137)	0.528** (0.144)	0.565*** (0.135)
劳动力	0.557*** (0.115)	0.511*** (0.116)	0.510*** (0.115)	0.482** (0.127)	0.513*** (0.117)
时间固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
Wald chi2	8 292.61***	8 425.58***	8 492.15***	8 597.88***	8 483.89***
对数似然函数值	3 931.15	-3 950.97	-3 951.96	-3 940.69	-3 951.19
样本数	462	462	462	462	462

五、结论与启示

随着“生产型社会”向“生活型社会”的转变，家庭已成为实现节能减排目标不可忽视的因素。为实现节能目标，迫切需要制定新的家庭能效政策，诱导能源技术创新，提高能源利用效率。本文针对家庭能效政策是否能诱导节能创新进行了实证检验，结论如下：（1）家庭需求拉动型政策具有较为显著的节能创新效应。实施一项与家庭相关的政策会促使节能创新效率提高约 2%。（2）工业能效政策和家庭能效政策均具有节能创新效应，但将两部门的能效政策组合成政策体系会产生更大的节能创新效应。（3）家庭需求拉动型政策的节能创新效应具有较为明显的异质性。首先，除了税收以外，其余政策均具有显著正向影响；其次，各政策节能创新效应大小异质性明显，补贴效

应最大,标签次之,自愿协议最小。

据此,本文的政策含义在于:(1)能效政策的制定除了考虑工业部门外,还需要将家庭部门考虑进来,努力发挥两部门能效政策组合的创新效应^[17]。(2)除继续发挥补贴和标签等政策加速节能创新效应的作用外,还要积极发挥标准等政策的节能创新效应。标签和补贴与标准和税收具有密切的关联关系,只有同时发挥这些政策的创新效应,才能有效发挥家庭能效政策的节能创新诱导效应^[26]。(3)应增加节能创新的 R&D 补贴和人力资本投入,加大节能环保宣传力度,提高家庭节能环保意识和能力^[13]。

参考文献

- [1] 涂正革,陈立. 技术进步的方向与经济高质量发展——基于全要素生产率和产业结构升级的视角[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2019(3).
- [2] Ponce,P.,R. Alvarado,K. Ponce,et al. Green returns of labor income and human capital:Empirical evidence of the environmental behavior of households in developing countries[J]. *Ecological Economics*, 2019,160.
- [3] Hillring,B. National strategies for stimulating the use of bioenergy:Policy instruments in Sweden[J]. *Biomass and Bioenergy*,1998(5).
- [4] Uyterlinde,M. A.,H. M. Junginger,H. J. de Vries,et al. Implications of technological learning on the prospects for renewable energy technologies in Europe[J]. *Energy Policy*,2007(8).
- [5] Newell,R. G.,A. B. Jaffe,R. N. Stavins,et al. The induced innovation hypothesis and energy-saving technological change[J]. *Quarterly Journal of Economy*,1999(3).
- [6] Noailly,J. L. Improving the energy-efficiency of buildings:The impact of environmental policy on technological innovation[J]. *Energy Economy*,2012(3).
- [7] Gillingham,K.,R. G. Newell,K. L. Palmer. Energy efficiency economics and policy[J]. *Annual Review of Resource Economics*,2009(1).
- [8] Aydin,E.,D. Brounen. The impact of policy on residential energy consumption[J]. *Energy*,2019(15).
- [9] Anderson,J. R.,G. Feder. *Rural Extension Services*[R]. The World Bank Agriculture and Rural Development Department and Development Research Group Rural Development,2003.
- [10] Stern,P. C. Contributions of psychology to limiting climate change[J]. *American Psychologist*,2011(4).
- [11] 王瑜贺. 命运共同体视角下全球气候治理机制创新[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2018(3).
- [12] 王火根,饶盼. 农户应用能源技术扶持政策需求优先序分析[J]. 资源科学,2016(3).
- [13] 高新伟,闫昊本. 新能源产业补贴政策差异比较:R&D 补贴,生产补贴还是消费补贴[J]. 中国人口·资源与环境,2018(6).
- [14] 卞凌云,杨洁. 中国居民生活节能引导政策的效力与效果评估——基于中国 1996—2015 年政策文本的量化分析[J]. 资源科学,2017(4).
- [15] 陈睿,饶政华,刘继雄,等. 基于 LEAP 模型的长沙市能源需求预测及对策研究[J]. 资源科学,2017(3).
- [16] 帅传敏,张钰坤. 中国消费者低碳产品支付意愿的差异分析——基于碳标签的情景实验数据[J]. 中国软科学,2013(7).
- [17] 张萍,农麟,韩静宇. 迈向复合型环境治理——我国环境政策的演变、发展与转型分析[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2017(6).
- [18] 张意翔,成金华,汤尚颖,等. 技术进步偏向性、产权结构与中国区域能源效率[J]. 数量经济技术经济研究,2017(8).
- [19] Nemet,G. Demand-pull, technology-push, and government incentives for non-incremental technical change[J]. *Research Policy*,2009(5).
- [20] Brounen,D.,N. Kok,J. M. Quigley. Energy literacy, awareness, and conservation behavior of residential

- households[J]. *Energy Economy*, 2013(7).
- [21]张意翔,成金华,徐卓程,等. 中国区域生态建设协调度评价及提升——基于能源技术专利数据[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019(6).
- [22]Costantini, V., F. Crespi, G. Orsatti, et al. Policy inducement effects in energy efficiency technologies: An empirical analysis of the residential sector[J]. *Green Energy and Efficiency*, 2015, 164.
- [23]Jaffe, A. B., K. Palmer. Environmental regulation and innovation: A panel data study[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1997(4).
- [24]Griliches, Z. Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth[J]. *Bell Journal Economy*, 1979, 10.
- [25]Lin, B. Q., Y. F. Chen. Does electricity price matter for innovation in renewable energy technologies in China? [J]. *Energy Economics*, 2019, 78.
- [26]Aghion, P., A. Dechezlepretre, D. Hemous, et al. Carbon taxes, path dependency and directed technical change: Evidence from the auto industry[J]. *Journal of Political Economy*, 2012(1).

Technological Innovation Effects of Household Energy Efficiency Policies: An Empirical Study of Chinese Data

ZHANG Yi-xiang, HUANG Ya-yun, ZHOU Xuan, CHENG Jin-hua

Abstract: At present, research on the induced effect of energy-saving innovation mainly focuses on energy supply with little attention on the innovative effects of energy efficiency policy in the household sector. Therefore, based on Chinese data, the study sorts out the policy information and 22 industry patent data from 1996 to 2017, and uses the Poisson regression method to focus on the relationship between the energy efficiency policy in household sector and energy-saving innovation effect. The study found that: (1) the household sector demand-pull policy has a significant energy-saving innovation effect; (2) the energy efficiency policy in industrial and household sector can be combined into a policy system to produce greater energy-saving innovation effects; (3) The energy-saving innovation effect of the demand-pull policy in the households sector has obvious heterogeneity.

Key words: household energy efficiency policy; innovation of energy-saving technology; demand-pull; heterogeneity

(责任编辑 朱 蓓)