

引用格式:孔丽,胡广文,穆献中.北京市居民消费配置的能源反弹效应[J].资源科学,2022,44(10):2022–2037.[Kong L, Hu G W, Mu X Z. Energy rebound effects associated with consumption distribution of residents in Beijing[J]. Resources Science, 2022, 44(10): 2022–2037.] DOI: 10.18402/resci.2022.10.06

北京市居民消费配置的能源反弹效应

孔丽,胡广文,穆献中

(北京工业大学材料与制造学部,北京100124)

摘要:提高能源效率被认为是短期内减缓能源消费增长速度的主要途径,但其有效性可能受到能源反弹效应的影响。由于价格变化带来的居民消费行为改变是能源反弹产生的重要来源。对于高居民收入、高消费能力的北京市而言,无疑会消纳大量的由产品能源效率提升而增加的产能,这加大了居民消费行为改变所产生的能源反弹风险。因此,本文建立了LA-AIDS模型对北京市居民消费特征进行分析;在此基础上,对相应能源效率提升比例下居民消费再分配等行为进行仿真,量化2000—2019年北京市能源反弹效应的大小,并对不同类型能源商品和服务消费产生的能源反弹量进行比较;同时,使用Slutsky分解方法将价格变化导致的居民能源消费变化的替代效应和收入效应进行分解,深入探索北京市居民消费配置的能源反弹效应产生的关键因素。研究发现:①北京市居民消费带来的能源反弹结果存在完全反弹和部分反弹两种现象,且商品价格变化的收入效应是能源反弹的主要来源;②居住类商品对整体能源反弹效应的促进效果最为明显,交通通信类商品对整体能源反弹效应的抑制效果最为明显;③家庭部门中居民的消费习惯和消费意愿,不同类型商品的能源效率提升比例,和能源成本占比均会影响能源反弹的程度。最后,本文从居民、生产企业和政策制定者3个主体角度提出有效缓解能源反弹效应的相关建议。

关键词:反弹效应;居民消费配置;需求弹性;LA-AIDS模型;Slutsky方程;仿真分析;北京市

DOI: 10.18402/resci.2022.10.06

1 引言

目前,全球变暖日益成为制约可持续发展的关键问题,“碳达峰”和“碳中和”正在全球引起一场技术和经济领域的深刻变革,能源“双控”是实现相关目标的有效措施^[1,2]。由于国民经济发展对能源的刚性需求,短期内能源消费总量的增加不可避免。在2030年前实现“碳达峰”的过程中,相关减排措施不会过分强调消费总量的控制,但单位生产总值能耗即能源强度需要被加以限制,强度控制或者效率提升是现阶段协调发展与节能减排矛盾的重要手段^[3]。

值得注意的是,能源效率提升能否实现预期的节能效果具有不确定性,而这种不确定性来源于能

源反弹的冲击。因此,反弹效应的存在激发了学者们对能效政策有效性的关注和讨论。本质上来说,能源效率主要由技术水平决定;但直观上,能源反弹效应并不是由技术进步直接引起的,而是在技术进步条件下,由于能源相对价格变动导致能源配置变化而引起的^[4],价格变化是能源反弹效应产生的关键原因。无论是各类商品的间接能源消费还是直接能源供给都是以满足居民的生活需求为出发点,能源相对价格变动所引起的能源商品和服务价格变化将会对居民的消费行为产生影响。鉴于中国居民的能源需求尚未饱和^[5],能源效率提升带来的能源服务价格下降将进一步刺激居民通过提高用能来追求更舒适的生活,进而会导致家庭部门能

收稿日期:2022-06-23;修订日期:2022-09-28

基金项目:国家自然科学基金面上项目(72174015);国家重点研发计划项目(2022YFC3902605);国家自然科学基金青年项目(72203208)。

作者简介:孔丽,女,山东临沂人,博士研究生,研究方向为能源经济学。E-mail: 1229505805@qq.com

通讯作者:穆献中,男,山东菏泽人,教授,博士生导师,研究方向为能源经济、技术经济。E-mail: mu_bjutredps@163.com

2022年10月

源的反弹。因此,基于居民商品消费配置对家庭部门能源反弹效应进行研究十分必要。

北京市作为中国的首都,人均可支配收入从2000年的9230元增加至2019年的67756元,收入水平提升幅度较大且增速较快。随之,居民对生活的舒适性和便利性会提出更高的要求,在一定程度上将刺激家庭部门的能源消费,导致能源消耗的增加。此外,北京城镇化水平较高,2019年城镇化率达到86.5%,由于城镇居民的能源消耗普遍高于农村居民。上述现象均意味着能源效率提高所节省的能源可能会被北京市居民消费配置改变所导致的额外能源消耗部分或完全抵消。与此同时,北京作为能源输入型的大城市,面临着能源短缺、能源储备紧张等问题,具有较大的节能压力。因此,有必要明确能源效率提升对北京市居民消费配置的影响以及该影响所带来的能源反弹,从而在指导居民消费行为时将能源反弹效应考虑其中。

基于此,本文聚焦于能源效率提升带来的价格变化对北京市居民商品消费配置的影响,研究家庭部门的能源反弹效应,深入探索居民消费不同类型能源商品和服务对能源反弹效应的影响差异,以明确导致家庭部门能源反弹效应增加的主要环节和关键因素。本文结论可以为北京市制定立足于居民消费侧的节能政策提供指导,同时也可以丰富节能领域的理论和实证研究,为其他类似城市的政策制定提供一些有价值的参考。

2 文献综述

反弹效应的研究始于能源反弹^[6]。能源反弹的理论发展经历了杰文斯悖论、Khazzoom-Brookes假说再到能源反弹的演进过程^[7-9]。Berkhout等^[10]、Wang等^[11]学者提出能源反弹效应的产生与生产者和消费者都是相关的。在生产者方面,能源反弹取决于生产函数的结构和要素价格;在消费者方面,能源反弹取决于能源服务的价格弹性,也取决于相关替代产品和补充产品的能源强度。

在生产侧方面,有学者针对不同产业对生产侧能源反弹效应进行研究,Shao等^[12]、Kong等^[13]基于索罗余数的思想,运用柯布-道格拉斯生产函数分别测算了上海市1991—2016年和北京市2000—2019年二、三产业的能源反弹效应,得出上海市二、三产业的平均能源反弹效应分别为73.10%和

146.61%,北京市第三产业的能源反弹程度在整体上也高于第二产业。此外,也有学者针对不同行业的能源反弹效应进行研究。国涓等^[14]和Zhang等^[15]利用不同的模型和方法,分别测算了1978—2007年和1995—2012年中国工业部门的能源反弹效应,分别得到了39.48%和20%~76%(平均为39%)的结果。丘海斌^[16]使用嵌套式CES生产函数研究发现,中国制造业存在部分反弹效应且长期呈下降趋势,技术进步对节能效果的作用显著。Wang等^[17]采用超越对数生产函数评价了1985—2015年中国钢铁行业的反弹效应,研究发现该行业的平均能源反弹效应为73.88%。可以看出,生产侧能源反弹效应广泛存在,且反弹程度在不同产业和不同行业间存在明显的异质性。

在消费侧方面,有学者立足于居民单一能源消费,对其产生的能源反弹效应进行研究。Zhao等^[18]、Lin等^[19]和Zhang等^[20]分别用不同的方法,分析了中国居民用电量的直接反弹效应,得出的平均效应值为84.94%、48%和72%。此外,也有学者对消费侧整体或居民单一商品类型消费的能源反弹效应进行模拟仿真。黄纯灿等^[21]在一般均衡模型的框架下模拟了消费端能源使用效率调高5%所引起的能源反弹效应,研究表明,由消费端能源效率提高引起的反弹效应约为60%~70%。孙涵等^[22]构建了居民能源需求的LA-AIDS计量回归模型与能源效率仿真模型,实证分析了中国城乡居民能源消费的反弹效应。Du等^[23]采用LA-AIDS模型模拟了1994—2016年城乡居民住宅的反弹效应,实证结果发现城市住宅反弹效应在79.43%~110.00%之间波动,而农村住宅反弹效应则从115.28%增加到120.40%。综上所述,在消费侧的研究中,部分学者对电力等单一能源消费产生的反弹效应进行研究,也有部分学者对居民单一类型能源商品和服务消费所产生的反弹效应进行研究,但立足于居民不同类型能源商品和服务消费的能源反弹效应研究及其差异对比分析尚不多见。

家庭部门能源反弹效应主要来源于价格变化对居民消费需求的替代效应和收入效应,由于居民对不同类别商品和服务的消费意愿不同,其所产生的替代效应和收入效应也是不同的。因此,有必要充分考虑居民消费行为特征,即价格变化对不同类

型能源商品和服务消费的影响差异,对能源反弹效应进行针对性分析,明确家庭部门能源反弹效应的主要来源,从而提出更具体的节能政策。同时,在研究方法方面,LA-AIDS (Linear Approximate Almost Ideal Demand System)模型是 AIDS (Almost Ideal Demand System)模型的线性化拓展,建立在效用函数和成本函数的基础上,在该模型下,居民在不同类型商品和服务之间进行选择以达到预算约束下的效用最大化,具有坚实的微观经济学理论基础,对本文研究立足于居民消费的能源反弹效应具有较好的适用性。

鉴于此,本文建立了 LA-AIDS 模型对北京市居民消费特征进行分析,在此基础上,对能源效率提升后居民消费配置变化进行仿真,量化北京市家庭部门能源反弹效应的大小,并对不同类型商品和服务消费所产生的能源反弹量进行比较。同时,本文根据 Slutsky 分解方法,将价格变化导致的居民能源消费变化中的替代效应和收入效应进行分解,探索北京市家庭部门能源反弹效应产生的关键环节。

3 研究方法与数据来源

一般来说,技术改进带来的能源效率提升可以有效缓解生产过程中能源的过度消耗,提升生产企业的制造能力,降低单位产品的能源成本,从而促进能源商品和服务价格的下降,而价格的下降会减少居民固定消费需求下的支出总额,带来一定的预期能源节约。但是,上述的价格变化会导致居民的消费行为发生两种改变:①在居民维持自身效用不

变的前提下,随着能源服务价格的下降,其会消耗更多的此种能源产品来替代其他种类的能源产品,即替代效应;②在其他种类能源产品的价格保持不变时,居民在原来的消费结构下,其实际的消费能力会增强,导致其会购买更多的能源产品来提高自身的效用,即收入效应。因此,在同时考虑替代效应和收入效应的情况下,居民对能源产品和服务的消费需求将会改变,进而产生额外的能源消耗,抵消掉部分或全部的能源节约。本文对家庭部门能源反弹问题的研究,主要是通过比较在相应能源效率提升比例下商品和服务价格下降所实现的预期节能与消费者行为变化所带来的额外能耗增量的大小,进而对相关节能政策进行检验,以期引导政策制定者在制定节能减排政策和评估相关政策的有效性时对反弹效应加以考虑。本文总结家庭部门能源反弹效应的产生机制如图1所示。

根据居民部门能源反弹的产生机制及其定义,反弹效应 RE 的数学表达式为:

$$RE = \frac{AE}{PE} \times 100\% \quad (1)$$

式中: AE 表示能源反弹量; PE 表示预期节能量。

3.1 研究方法

3.1.1 LA-AIDS 计量回归模型

本文利用 LA-AIDS 模型构建居民各类能源商品和服务(下文统称为商品)支出份额的需求方程系统,估计居民消费的支出弹性和价格弹性,探索居民的消费规律。在该模型中,第 t 年商品类型 i

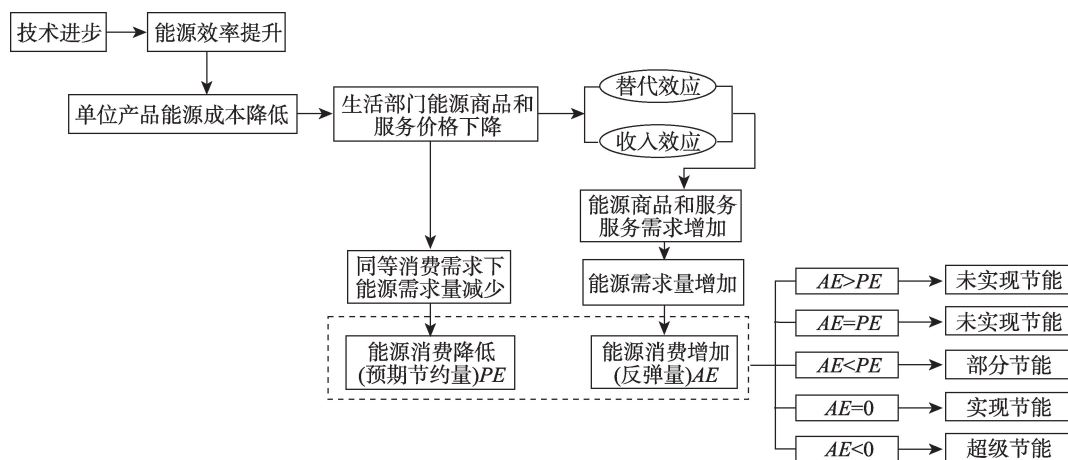


图1 家庭部门能源反弹效应产生机制

Figure 1 Mechanism of energy rebound effect in residential sector

2022年10月

($i=1, 2, \dots, n$) 的消费份额 ω_{it} 与所有商品价格的关系可表示为:

$$\omega_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln\left(\frac{X_t}{P_t}\right) + \sum_{j=1}^n (\gamma_{ij} \ln P_{jt}) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: α_i 、 β_i 和 γ_{ij} 为待估系数; X_t 为第 t 年人均消费总支出; P_t 代表第 t 年的价格指数, X_t/P_t 可以看作一种“真实支出”; P_{jt} 为第 t 年商品类型 j ($j=1, 2, \dots, n$) 的价格; ε_{it} 为误差项。

在实际研究中,学术界普遍应用一些近似的指数来代替 $\ln P_t$, 其中, Stone 指数因其简单明确的计算方式和优良的近似结果被很多学者所接受^[24,25]。因此,本文采用 Stone 价格指数使 AIDS 模型线性化,表示形式为:

$$\ln P_t = \sum_{j=1}^n \omega_{jt} \ln P_{jt} \quad (3)$$

为使所建立的模型与需求理论一致,在估计 LA-AIDS 模型过程中,需满足 3 个约束条件,分别为:

(1) 收支总和约束:

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \beta_i = 0, \sum_i \gamma_{ij} = 0 \quad (4)$$

(2) 齐次性约束:

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (5)$$

(3) 对称性约束:

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (6)$$

待式(2)中的参数被估计出后,可进一步计算各类商品的支出弹性 η_{yi} 和无补偿价格弹性 η_{ij} , 分别为:

$$\eta_{yi} = 1 + \frac{\beta_i}{\omega_i} \quad (7)$$

$$\eta_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij} - \beta_i \omega_j}{\omega_i} \quad (8)$$

式中: δ_{ij} 为 Kronecker 值, 当 $i=j$ 时, $\delta_{ij}=1$; 当 $i \neq j$ 时, $\delta_{ij}=0$ 。

3.1.2 能源反弹效应仿真模型

Sorrell 等^[26]提出,在能源价格不变的情况下,能源商品价格的下降对能源消费的影响与能源效率的提高是一样的。在本文的仿真分析中,使用 Brannlund 等^[27]使用的方法,假设能源效率的外生改善是以能源价格降低的形式表现的,然后根据居民

消费需求方程模拟商品价格变化对居民消费的影响,进而确定能源反弹效应。

当商品 i 的能源效率提高 λ_i 时,其价格将变为:

$$P_{it}^1 = P_{it}^0 \times (1 - \varphi_{it} \lambda_i) \quad (9)$$

式中: P_{it}^1 为第 t 年效率提高后商品类型 i 的价格; P_{it}^0 为第 t 年商品类型 i 的初始价格; λ_i 为商品类型 i 的能源效率提升比例; φ_{it} 为第 t 年商品类型 i 的生产成本中能源成本所占的比重。 φ_{it} 的表示形式为:

$$\varphi_{it} = \frac{EC_{it}}{TC_{it}} = \frac{\sum_{m=1}^z EC_{mt}}{\sum_{m=1}^z TC_{mt}} = \frac{\sum_{m=1}^z \sum_{d=1}^f p_{md} e_{md}}{\sum_{m=1}^z TC_{mt}} \quad (10)$$

式中, EC_{it} 为第 t 年商品 i 的能源成本; TC_{it} 为第 t 年商品 i 的总生产成本; EC_{mt} 为第 t 年第 i 类商品相关的行业部门 m ($m=1, 2, \dots, z$) 的能源成本; TC_{mt} 为第 t 年第 i 类商品相关的行业部门 m 的总生产成本; p_{md} 为行业部门 m 中第 d 种能源 ($d=1, 2, \dots, f$) 的价格; e_{md} 为行业部门 m 中第 d 种能源的消费量。

则价格变化后居民消费需求系统的 Stone 价格指数变为:

$$\ln P_t^1 = \sum_{j=1}^n \omega_{jt}^0 \ln P_{jt}^1 \quad (11)$$

式中: ω_{jt}^0 表示第 t 年第 j 类商品消费份额的原始值。商品价格变化会导致居民对不同类别商品消费的再分配,商品 i 的新支出份额为:

$$\omega_{it}^1 = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i \ln\left(\frac{X_t^0}{P_t^1}\right) + \sum_{j=1}^n (\hat{\gamma}_{ij} \ln P_{jt}^1) + \hat{\varepsilon}_{it}^0 \quad (12)$$

式中: ω_{it}^1 为第 t 年效率提升后商品类型 i 的支出份额; X_t^0 为第 t 年效率提升前的人均消费总支出,上标 0 表示总支出在同一参考年是固定的; $\hat{\alpha}_i$ 、 $\hat{\beta}_i$ 、 $\hat{\gamma}_{ij}$ 和 $\hat{\varepsilon}_{it}^0$ 分别表示式(2)中系数 α_i 、 β_i 、 γ_{ij} 和 ε_{it} 的估计值。其中,假定 $\hat{\varepsilon}_{it}^0$ 在整个模拟过程中保持不变。

由于商品 i 的支出份额发生改变,其新的消费支出为:

$$X_{it}^1 = \omega_{it}^1 X_t^0 \quad (13)$$

式中: X_{it}^1 为第 t 年效率提升后商品类型 i 的消费支出。

若不考虑反弹效应,商品价格变化后居民能源消费的变化量 ΔE_a 为:

$$\Delta E_a = \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{X_{it}^0}{P_{it}^0} \times P_{it}^1 \right) \theta_{it}^1 - X_{it}^0 \theta_{it}^0 \right] = \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{\omega_{it}^0 X_{it}^0}{P_{it}^0} \times P_{it}^1 \right) \theta_{it}^1 - \omega_{it}^0 X_{it}^0 \theta_{it}^0 \right] \quad (14)$$

式中: X_{it}^0 、 θ_{it}^0 、 ω_{it}^0 分别为第 t 年效率提升前商品类型 i 的消费支出、单位支出能源强度以及消费份额; θ_{it}^1 为第 t 年效率提升后商品类型 i 的单位支出能源强度, $\theta_{it}^1 = \theta_{it}^0 \times (1 - \lambda_i)$ 。

考虑到不同类型商品消费活动涉及到的商品生产或服务的提供过程,本文选择生活方式分析法 CLA (Consumer Lifestyle Approach) 将第 t 年商品类型 i 的能源强度定义为其所对应行业部门的单位产值能源消耗,即:

$$\theta_{it} = \frac{\sum_{m=1}^z E_{mt}}{\sum_{m=1}^z G_{mt}} \quad (15)$$

式中: E_{mt} 为第 t 年行业部门 m 的能源消费量; G_{mt} 为第 t 年行业部门 m 的产值。

从公式(14)可以看出, $|\Delta E_a|$ 为效率提升后居民预期能耗减少量,即式(1)中的 PE 。进一步,考虑反弹效应后,商品价格变化导致的居民能源消费的变化量 ΔE_b ,计算公式为:

$$\Delta E_b = \sum_{i=1}^n (X_{it}^1 \theta_{it}^1 - X_{it}^0 \theta_{it}^0) = \sum_{i=1}^n (\omega_{it}^1 X_{it}^0 \theta_{it}^1 - \omega_{it}^0 X_{it}^0 \theta_{it}^0) \quad (16)$$

可以看出, $|\Delta E_b|$ 为效率提升后居民实际能耗减少量。

综上,结合式(1)可以得出第 t 年的反弹效应 RE_t :

$$RE_t = \frac{\Delta E}{PE} \times 100\% = \frac{\Delta E_a - \Delta E_b}{\Delta E_a} \times 100\% \quad (17)$$

3.1.3 Slutsky 分解方程

本文根据 Slutsky 分解方程将能源商品价格变化所导致的居民能源消费量的变化分为直接效应和间接效应,即替代效应和收入效应。首先,将居民商品消费产生的能源消费量 E_t 表示为:

$$E_t = \sum_{i=1}^n \theta_{it} X_{it} = \sum_{i=1}^n \theta_{it} P_{it} x_{it} \quad (18)$$

式中: x_{it} 为第 t 年商品 i 的消费量。

令 $l_{it} = \theta_{it} P_{it}$, 当商品类型 j 的能源成本因效率的

提高而发生变化时,可以看作是商品类型 j 实际价格的变化,随之带来的能源消费量变化可表示为:

$$\frac{\partial E_t}{\partial P_{jt}} = \sum_i \frac{\partial x_{it}}{\partial P_{jt}} \frac{\partial E_t}{\partial x_{it}} = \sum_i \frac{\partial x_{it}}{\partial P_{jt}} l_{it} \quad (19)$$

根据 Slutsky 方程,第 t 年商品类型 j 价格的变化对商品类型 i 消费量的影响 $\frac{\partial x_{it}}{\partial P_{jt}}$ 为:

$$\frac{\partial x_{it}}{\partial P_{jt}} = \frac{\partial x_{it}(p, u^*)}{\partial P_{jt}} - x_{jt} \frac{\partial x_{it}}{\partial X_t} \quad (20)$$

式中: $\frac{\partial x_{it}(p, u^*)}{\partial P_{jt}}$ 和 $-x_{jt} \frac{\partial x_{it}}{\partial X_t}$ 分别表示商品类型 j 价格变化对商品类型 i 消费量的替代效应和收入效应。其中, $x_{it}(p, u^*)$ 表示商品 i 的消费量 x_{it} 是商品价格 p 和既定效用 u^* 的函数。

将式(20)代入式(19),可得:

$$\frac{\partial E_t}{\partial P_{jt}} = \sum_i \left(\frac{\partial x_{it}(p, u^*)}{\partial P_{jt}} l_{it} - x_{jt} \frac{\partial x_{it}}{\partial X_t} l_{it} \right) \quad (21)$$

式(21)中右边的两项分别表示商品类型 j 的价格变化所导致居民能源消费量变化的直接效应和间接效应,间接效应 IE_{jt} 可以表示为:

$$\begin{aligned} IE_{jt} &= - \sum_i x_{jt} \frac{\partial x_{it}}{\partial X_t} l_{it} = - \sum_i \frac{P_{jt} x_{jt}}{X_t} \left(\frac{\partial x_{it}}{\partial X_t} \frac{X_t}{x_{it}} \right) \frac{x_{it}}{P_{jt}} l_{it} \\ &= - \sum_i \omega_{jt} \eta_{yit} \theta_{it} \frac{X_{it}}{P_{jt}} \end{aligned} \quad (22)$$

式中: $\omega_{jt} = \frac{P_{jt} x_{jt}}{X_t}$ 表示第 t 年商品类型 j 的消费支出

在居民总消费支出中所占的比例; $\eta_{yit} = \frac{\partial x_{it}/\partial X_t}{X_t/x_{it}}$ 表示第 t 年商品类型 i 的支出弹性。

结合式(21)和式(22),第 t 年商品类型 j 的价格变化所产生的直接效应 DE_{jt} 可以表示为:

$$\begin{aligned} DE_{jt} &= \frac{\partial E_t}{\partial P_{jt}} - IE_{jt} = \frac{\partial E_t}{\partial P_{jt}} + \sum_i x_{jt} \frac{\partial x_{it}}{\partial X_t} l_{it} = \sum_i \frac{\partial x_{it}}{\partial P_{jt}} l_{it} + \\ &\sum_i \frac{P_{jt} x_{jt}}{X_t} \left(\frac{\partial x_{it}}{\partial X_t} \frac{X_t}{x_{it}} \right) \frac{x_{it}}{P_{jt}} l_{it} = \sum_i \left(\frac{\partial x_{it}}{\partial P_{jt}} \frac{P_{jt}}{x_{it}} \right) \frac{x_{it}}{P_{jt}} l_{it} + \\ &\sum_i \frac{P_{jt} x_{jt}}{X_t} \left(\frac{\partial x_{it}}{\partial X_t} \frac{X_t}{x_{it}} \right) \frac{x_{it}}{P_{jt}} l_{it} = \sum_i \frac{X_{it}}{P_{jt}} \theta_{it} (\eta_{ijt} + \eta_{yit} \omega_{jt}) \end{aligned} \quad (23)$$

式中: $\frac{\partial x_{it}}{\partial P_{jt}} \frac{P_{jt}}{x_{it}}$ 表示第 t 年商品类型 i 对商品类型 j

2022年10月

价格的交叉价格弹性,即商品类型*i*的消费量随商品类型*j*价格变化的弹性,当*i=j*时,表示商品类型*i*的自身价格弹性。

根据上述分解,可将能源反弹效应分解为直接效应导致的反弹 DRE_i 和间接效应导致的反弹 IRE_i ,分别为:

$$DRE_i = RE_i \cdot \frac{DE_{it}}{DE_{it} + IE_{it}} \quad (24)$$

$$IRE_i = RE_i \cdot \frac{IE_{it}}{DE_{it} + IE_{it}} \quad (25)$$

3.2 数据来源及处理

根据《北京市统计年鉴》,将北京市居民生活消费分为八大类,分别为食品烟酒、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐、医疗保健和其他用品及服务。研究区间为2000—2019年。

在计量回归模型中,不同类型商品的支出份额 ω 以各类商品居民人均消费支出占居民人均消费总支出的比例表示;人均消费总支出 X 为8类商品人均消费支出的加和;以居民消费价格分类指数表示各类商品的消费价格 P 。其中,为消除通货膨胀因素的影响,各类商品的支出数据和价格指数数据均以2000年为基期进行了调整,相关数据源自《北京市统计年鉴》和《中国经济社会大数据研究平台》。

在对各类商品能源强度 θ 进行计算的过程中,与不同类型商品生产直接相关的行业部门 m 在表1中进行展示。各行业部门的产值以及能源消耗数据来源于《北京市统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国经济社会大数据研究平台》,各行业部门的产值数据根据以2000年为基期的PPI(生产价格指数)进行调整。

在对各行业部门能源成本占比 φ 进行计算的过程中,能源消费种类 d 以煤炭、石油(汽油、柴油、煤油)、天然气、热力、电力5种能源为主。其中,煤炭初始价格借鉴文献[28]中的统计,后期价格根据调整后的北京市煤炭及煤炭制品零售价格指数进行计算;石油初始价格借鉴文献[29]中的统计,后期价格根据调整后的北京市石油及石油制品零售价格指数进行计算;热力、天然气和电力价格基于北京市发展和改革委员会发布的《关于调整本市非居民供热价格的通知》《关于调整本市非居民天然气销售价格的通知》以及相关电价调整的文件进行统

表1 居民消费性支出活动及直接相关部门

Figure 1 Various commodity groups and related industrial sectors

商品类别	相关部门
食品烟酒	农副产品加工业
	食品制造业
	酒、饮料和精制茶制造业
	烟草制品业
	农林牧渔业
衣着	纺织业
	纺织服装、服饰业
	皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业
	化学纤维制造业
	建筑业
居住	电力、热力、燃气和水的生产和供应业
	房地产业
	家具制造业
	电气机械和器材制造业
	金属制品业
生活用品及服务	塑料和橡胶制品业
	木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业
	计算机、通讯和其他电子设备制造业
	交通运输设备制造业
	交通运输、仓储和邮政业
交通通信	信息传输、软件和信息技术服务业
	造纸和纸制品业
	印刷和记录媒介的复制业
	文教、工美、体育和娱乐用品制造业
	教育业
教育文化娱乐	文化、体育和娱乐业
	医药制造业
	批发和零售业
	住宿餐饮业
医疗保障	
其他用品及服务	

计。其他相关统计数据来源于《北京市统计年鉴》和北京市发展和改革委员会网站(<http://fgw.beijing.gov.cn>)。

4 结果与分析

4.1 LA-AIDS 计量回归结果及模型检验

LA-AIDS模型是一个典型的联立方程模型,在本文中,该模型由8个需求方程组成。由于各支出份额方程的误差之间存在序列相关性,导致普通最小二乘法估计并不适用。因此,采用看似无关回归(Seemingly Unrelated Regression, SUR)方法估计模型的参数。为了避免公式(4)–(6)的约束产生奇异矩阵,回归时需删除一个方程以避免共线性,考虑到其他用品及服务类商品的消费支出在总支出中

所占比重较低(研究期间平均占比4%),在回归过程中省略了其方程的参数估计,在对其余部分进行估计后,由其他7类商品的参数对其进行推算。SUR回归结果如表2所示。

由表2可以看出,模型回归中大多数系数都至少在10%的水平上具有统计显著性,少部分系数不显著是因为某类消费品的价格变动对其他类商品消费份额的影响不是很大,或者是消费者在一定程度上背离了效用最大化原则^[30]。与前人研究的系数显著性结果相似^[31,32],本文系数的估计结果可用于进一步的反弹效应估计。同时,显著性结果也表明,在多数情况下北京市某一类型商品的价格变化对包括其自身在内的其他商品的消费份额具有明显的影响。进一步对模型的有效性进行验证,在表2中,拟合模型的 R^2 均在0.75以上,同时,均方根误差(RMSE)的值也表明估计值与实际值之间的偏差

较小。综上,结合系数的显著性水平、拟合优度以及误差分析,可以认为本文LA-AIDS模型的估计结果可信且有效。

4.2 居民消费弹性分析

4.2.1 支出弹性和价格弹性

在参数估计的基础上,根据公式(7)和(8),分别计算北京市各类商品消费需求的支出弹性和价格弹性。对于其他类型商品和服务,由于其回归结果中的 α 与 β 是根据收支总和约束计算而来,本文主要结合除该类商品之外的7类商品的支出弹性和自身价格弹性对北京市居民消费行为进行分析,相关弹性计算结果分别如表3、表4所示。

从表3可以看出,食品烟酒类、生活用品及服务类和教育文化娱乐类商品的支出弹性小于1,即缺乏弹性,此3类消费品具备“必需品”的属性。其中,食品烟酒类支出弹性的系数最小,除个别年份小幅

表2 LA-AIDS模型估计结果

Table 2 Parameter estimation results of the Liner Approximate Almost Ideal Demand System (LA-AIDS)

	食品烟酒 ($i=1$)	衣着 ($i=2$)	居住 ($i=3$)	生活用品及服务 ($i=4$)	交通通信 ($i=5$)	教育文化娱乐 ($i=6$)	医疗保障 ($i=7$)	其他用品及服务 ($i=8$)
α_i	1.4542*** (0.0864)	-0.0785*** (0.0187)	-1.2561*** (0.2507)	0.1700* (0.0883)	-0.4680*** (0.0903)	0.3194*** (0.0994)	0.0267* (0.0650)	0.8323
β_i	-0.2075*** (0.0176)	0.0339*** (0.0038)	0.2821*** (0.0519)	-0.0122 (0.0184)	0.1132*** (0.0188)	-0.0353* (0.0206)	0.0096* (0.0136)	-0.1839
γ_{i1}	0.2426*** (0.0367)	0.0178*** (0.0059)	-0.1497* (0.0792)	-0.0353 (0.0445)	0.0724** (0.0292)	0.0182 (0.0348)	-0.0538*** (0.0180)	-0.1123* (0.0680)
γ_{i2}	0.0178*** (0.0059)	-0.0035* (0.0019)	-0.0724*** (0.0167)	-0.0168*** (0.0050)	0.0202*** (0.0044)	0.0104* (0.0055)	0.0104*** (0.0032)	0.0339** (0.0169)
γ_{i3}	-0.1497* (0.0792)	0.0724*** (0.0167)	-0.7117** (0.3232)	-0.2053*** (0.0557)	0.0304 (0.0625)	-0.1676** (0.0800)	0.1402*** (0.0472)	1.1360*** (0.2571)
γ_{i4}	-0.0353 (0.0445)	-0.0168*** (0.0050)	-0.2053*** (0.0557)	0.2332** (0.0896)	-0.0982** (0.0484)	-0.0538* (0.0518)	-0.0637** (0.0271)	0.2397*** (0.0553)
γ_{i5}	0.0724** (0.0292)	0.0202*** (0.0044)	0.0304 (0.0625)	-0.0982** (0.0484)	0.1601*** (0.0385)	0.1210*** (0.0322)	-0.0175 (0.0242)	-0.2884*** (0.0578)
γ_{i6}	0.0182 (0.0348)	0.0104* (0.0055)	-0.1676** (0.0800)	-0.0538* (0.0518)	0.1210*** (0.0322)	-0.0524 (0.0536)	-0.0021 (0.0253)	0.1263** (0.0684)
γ_{i7}	-0.0538*** (0.0180)	0.0104*** (0.0032)	0.1402*** (0.0472)	-0.0637** (0.0271)	-0.0175 (0.0242)	-0.0021 (0.0253)	0.1312*** (0.0289)	-0.1446*** (0.0492)
γ_{i8}	-0.1123* (0.0680)	0.0339** (0.0169)	1.1360*** (0.2571)	0.2397*** (0.0553)	-0.2884*** (0.0578)	0.1263** (0.0684)	-0.1446*** (0.0492)	-0.9907
R^2	0.9267	0.8537	0.8705	0.7930	0.8560	0.8372	0.7719	
RMSE	0.0189	0.0044	0.0473	0.0074	0.0109	0.0150	0.0058	

注:括号内为 t 统计量,*、**和***分别表示回归系数在10%、5%和1%显著性水平上显著。

表3 北京市居民各项消费的支出弹性

Table 3 Expenditure elasticities of different commodity groups of Beijing residents

年份	食品烟酒	衣着	居住	生活用品及服务	交通通信	教育文化娱乐	医疗保障
2000	0.502	1.404	3.984	0.891	2.604	0.762	1.133
2001	0.519	1.396	4.006	0.856	2.365	0.776	1.127
2002	0.468	1.415	3.482	0.808	2.046	0.791	1.105
2003	0.450	1.430	3.354	0.804	1.851	0.794	1.117
2004	0.443	1.407	3.535	0.808	1.917	0.791	1.102
2005	0.439	1.395	3.737	0.808	1.833	0.781	1.101
2006	0.420	1.370	3.727	0.811	1.810	0.782	1.105
2007	0.446	1.368	3.596	0.803	1.784	0.762	1.110
2008	0.472	1.379	3.640	0.814	1.858	0.739	1.100
2009	0.427	1.360	3.440	0.823	1.774	0.741	1.113
2010	0.445	1.356	3.244	0.811	1.717	0.727	1.130
2011	0.433	1.359	3.183	0.823	1.788	0.729	1.124
2012	0.432	1.340	3.430	0.816	1.785	0.739	1.124
2013	0.428	1.341	3.490	0.831	1.811	0.736	1.133
2014	0.423	1.348	3.660	0.838	1.804	0.733	1.130
2015	0.195	1.488	1.932	0.804	1.848	0.642	1.136
2016	0.158	1.505	1.905	0.815	1.852	0.637	1.134
2017	0.104	1.581	1.882	0.829	1.824	0.630	1.119
2018	0.111	1.624	1.835	0.811	1.881	0.618	1.111
2019	0.080	1.645	1.818	0.781	1.896	0.619	1.106

表4 北京市居民各项消费的自身价格弹性

Table 4 Own-price elasticities of different commodity groups of Beijing residents

年份	食品烟酒	衣着	居住	生活用品及服务	交通通信	教育文化娱乐	医疗保障
2000	-0.131	-1.076	-8.809	1.098	1.157	-1.318	0.799
2001	-0.143	-1.075	-8.863	1.767	0.818	-1.298	0.725
2002	-0.072	-1.077	-7.543	2.676	0.367	-1.275	0.422
2003	-0.049	-1.078	-7.220	2.753	0.091	-1.271	0.585
2004	-0.041	-1.076	-7.677	2.683	0.184	-1.275	0.382
2005	-0.037	-1.075	-8.186	2.679	0.065	-1.290	0.362
2006	-0.013	-1.072	-8.161	2.628	0.032	-1.289	0.419
2007	-0.038	-1.072	-7.831	2.784	-0.005	-1.318	0.491
2008	-0.078	-1.073	-7.942	2.574	0.101	-1.353	0.354
2009	-0.023	-1.071	-7.436	2.400	-0.019	-1.349	0.533
2010	-0.026	-1.071	-6.941	2.620	-0.099	-1.370	0.762
2011	-0.028	-1.071	-6.787	2.397	0.001	-1.367	0.686
2012	-0.033	-1.069	-7.412	2.527	-0.003	-1.353	0.684
2013	-0.042	-1.069	-7.563	2.246	0.034	-1.358	0.801
2014	-0.038	-1.070	-7.992	2.101	0.024	-1.361	0.761
2015	-0.009	-1.084	-3.632	2.758	0.086	-1.496	0.847
2016	-0.003	-1.086	-3.565	2.546	0.092	-1.505	0.824
2017	-0.002	-1.094	-3.506	2.275	0.052	-1.515	0.612
2018	-0.008	-1.098	-3.387	2.624	0.133	-1.532	0.505
2019	-0.013	-1.100	-3.346	3.201	0.155	-1.530	0.429

波动外,基本呈现逐年下降的趋势,主要是因为居民食品烟酒类商品的消费已得到较好的保障,使增加的支出中用于食品烟酒类商品的比重越来越小。同时,表4结果显示,食品烟酒类商品的自身价格弹性的绝对值接近于0,居民对此类商品的支出意愿受到价格的影响很小,进一步说明随着居民生活质量的不断改善,食品烟酒类商品的价格变动对居民该类商品消费需求的影响越来越小。此外,生活用品及服务类和教育文化娱乐类商品的消费意愿一直存在但不是特别强烈,虽然这两类商品的支出弹性较不稳定,但整体也呈现下降的趋势。可以看出,以上两类商品已成为北京市居民生活不可缺少的一部分,但由于北京市较高的物价水平,居民需要付出的生活成本、教育和娱乐等成本仍然偏高,因此对价格较为关注,使这两类商品的自身价格弹性的绝对值均大于1(表4)。但与教育文化娱乐类商品不同的是,生活用品及服务类需求的自身价格弹性为正值,说明居民愿意为其支付很高的价格以提升生活质量。在研究初期,家电等生活用品正在兴起,价格相对昂贵,导致居民对价格也相对敏感;此后,随着相关商品的普及,商品价格降低,居民对价格的关注度随之下降;但在研究后期,随着技术的进步,居民对生活用品及服务的种类、质量水平等选择更加广泛,对价格的关注度又出现回升。

同样,根据表3中的结果,衣着类、居住类、交通通信类、医疗保障类商品的支出弹性大于1,即富有弹性,具有“奢侈品”的属性,居民更愿意将增加的支出用于它们的消费。首先,居住类商品的支出弹性和自身价格弹性的绝对值均最大,可以看出,随着住房条件的不断改善,北京市居民对于获得良好居住环境的需求不断提高,但是由于居住类商品的支出在居民总支出中占据较高的比例,价格仍是影响居民在居住方面消费状态的一个重要因素。不过,研究期内居住类商品的支出弹性呈现出波动下降的趋势,且近几年下降趋势明显,说明随着居民消费水平的提高,居住类商品的奢侈程度在下降。其次,衣着类和交通通信类商品的支出弹性在整体上表现出先下降后上升的趋势。在研究期的前半阶段,随着人们生活水平的提高和交通、互联网等的普及和大众化,居民在此两类商品的消费保障程度得以提升,支付意愿发生下降;在研究期的后半

阶段,随着居民对高档服饰和更舒适、便捷的出行与沟通方式的追求,相关商品上的居民支付意愿又出现回升。同时,衣着类商品需求的自身价格弹性的绝对值始终略大于1,可以看出居民对其价格的变动是敏感的,且对价格的关注程度在基本保持稳定的基础上近几年呈现小幅度增加的趋势,即居民倾向于追求质优价廉的服装;但交通通信类商品的自身价格弹性的绝对值在大多数年份均小于1,且为正值,说明随着交通工具、通讯设施的普及,居民对该类商品的接受程度已经较高,愿意为其消费支付较高的价格。此外,医疗保障类商品的支出弹性在研究期间变化相对平稳,始终略大于1,表明居民对自身健康的重视程度较高,且有小幅上升的趋势。同时,随着医疗保健体系的不断完善,居民对该类商品价格的接受程度也已经较高,使其自身价格弹性表现为正值。

4.2.2 直接效应和间接效应

为将商品价格变化所带来的居民能源消费量的变化进行分解,在确定各类商品弹性的基础上仍需计算出各类商品的能源强度。根据公式(15),对各类商品的能源强度 θ_i 进行计算,变化趋势如图2。

根据计算结果,食品烟酒类、衣着类、居住类、交通通信类和教育文化娱乐类和其他用品及服务类商品研究期间的平均能源强度在0.2以上,相对较高,原因是这些商品所对应的行业部门中存在一些高耗能行业,例如居住类商品所对应的电力、热力、燃气和水的生产和供应业,教育文化娱乐类商品所对应的造纸及纸制品业,其他用品及服务类中所对应的住宿餐饮业,交通通信类商品所对应的交通运输、仓储和邮政业。从图2可以看出,除医疗保障类商品的能源强度大致稳定在较低的水平外,其他各类商品的能源强度均表现出较大幅度的下降趋势,即对应行业部门的能源效率得以提升。

在上述结果的基础上,利用公式(22)和(23)分别计算商品价格变化产生的间接效应和直接效应,各类商品的总直接效应和总间接效应如表5所示。根据表5,2000—2019年商品价格变化对居民能源消费产生的直接效应和间接效应均为负值,即能源效率提升带来的价格下降会导致居民能源消费的增加,且由间接效应即收入效应产生的能源消费增加量大于直接效应即替代效应产生的能源消费增

2022年10月

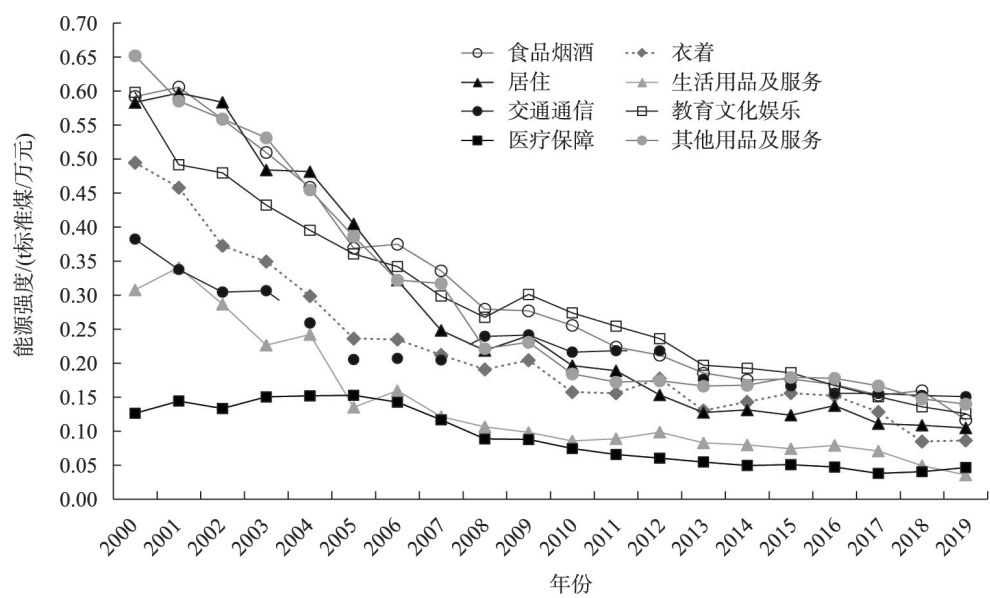


图2 2000—2019年北京市居民各类商品能源强度的变化趋势

Figure 2 Variation trend of energy intensity of various commodity groups of Beijing residents, 2000-2019

表5 2000—2019年各类商品价格变化的直接效应和间接效应(%)

Table 5 Direct and indirect effects of price changes for various commodity groups, 2000-2019 (%)

年份	直接效应	间接效应	总效应	年份	直接效应	间接效应	总效应
2000	-2.847	-5.368	-8.215	2010	-1.592	-7.101	-8.693
2001	-3.096	-5.314	-8.410	2011	-1.757	-6.743	-8.500
2002	-4.218	-5.911	-10.129	2012	-1.306	-6.926	-8.232
2003	-2.914	-5.822	-8.736	2013	-0.969	-6.106	-7.075
2004	-3.976	-6.071	-10.047	2014	-1.355	-6.288	-7.643
2005	-3.502	-5.65	-9.152	2015	-3.170	-7.537	-10.707
2006	-3.170	-6.326	-9.496	2016	-3.793	-7.61	-11.403
2007	-1.927	-5.921	-7.848	2017	-2.779	-6.787	-9.566
2008	-1.546	-5.515	-7.061	2018	-2.593	-6.453	-9.046
2009	-2.108	-6.749	-8.857	2019	-3.034	-6.189	-9.223

注:直接效应为各类商品直接效应的加和;间接效应为各类商品间接效应的加和,总效应为直接效应和间接效应的加和。

加量。可以看出,北京市居民在原来的消费结构下,随着其实际消费能力的增加,居民更倾向于追求更高品质的生活方式,会购买更多的能源产品来提高自身的效用。同时,在研究期间,商品价格变化总效应的绝对值在7.061~11.403间波动,各类商品的价格每下降1%,额外的能源消耗平均增加8.902%,可见,北京市家庭能源反弹效应不可忽视。

4.3 能源反弹效应分析

4.3.1 整体能源反弹效应

在通过仿真模型估算北京市家庭部门能源反弹效应之前,确定各类商品所对应行业的能源效率

提升比例 λ_i 和能源成本占比 φ_i 是关键。根据2000—2019年北京市居民各类商品能源强度计算结果,对各类商品的能源效率进行计算,取研究期间的平均值作为能源效率提升比例 λ_i ,模拟在相应能源效率提升比例下的反弹效应。同时,根据公式(10),考虑到数据的可得性,计算2005—2019年各类商品所对应行业的能源成本占比,取平均值为 φ_i ,结果如表6所示。

在此基础上,基于公式(17)、(24)和(25),分别计算北京市家庭部门总反弹效应、直接反弹效应和间接反弹效应。其中,直接反弹效应和间接反弹效

表6 能效提升比例 λ_i 与能源成本占比 φ_i 计算结果

Table 6 Calculation results of λ_i and φ_i								
	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	λ_6	λ_7	λ_8
平均能效提升比例/%	9	11	10	14	5	9	6	9
	φ_1	φ_2	φ_3	φ_4	φ_5	φ_6	φ_7	φ_8
平均能源成本占比/%	3	4	4	3	5	11	3	0.4

应的分配比例,以除其他商品和服务外的7类商品的总直接效应和总间接效应在该7类商品综合总效应中的占比表示,计算结果如表7所示,相关结果的变化趋势如图3所示。

根据表7和图3可以看出,在相应的能源效率提升比例下,北京市居民消费的能源反弹结果存在 $RE>1$ 和 $0<RE<1$ 两种结果,即出现完全反弹和部分反弹两种现象。在大多数年份,能源效率提高导致的居民能源消费节约量被能源反弹量部分抵消,但在2004和2016年预期能源节约量被能源反弹量全部抵消。此外,商品价格变化的收入效应是北京市居民能源反弹效应的主要来源。随着能源效率的提高,北京市居民倾向于提升生活品质,购买更多的能源商品来提高自身的效用,在很大程度上导致了能源反弹效应的产生。

从图3中变化趋势来看,研究期间北京市居民部门能源反弹效应波动较为明显,且在2007—2009年内出现明显的突变。2008年,由于金融危机对中

表7 2000—2019年北京市居民商品消费的能源反弹效应估计

Table 7 Estimated rebound effects of various commodity groups of Beijing residents, 2000-2019

年份	ΔE_a	ΔE_b	RE	DRE	IRE
2000	-49.15	-38.67	0.213	0.074	0.139
2001	-49.14	-9.03	0.816	0.301	0.516
2002	-52.68	-1.73	0.967	0.403	0.564
2003	-51.96	-6.27	0.879	0.293	0.586
2004	-53.44	12.37	1.232	0.487	0.744
2005	-48.85	-8.29	0.830	0.318	0.513
2006	-55.05	-18.00	0.673	0.225	0.448
2007	-51.61	-27.86	0.460	0.113	0.347
2008	-48.72	-42.43	0.129	0.028	0.101
2009	-57.18	-20.33	0.644	0.153	0.491
2010	-60.09	-37.08	0.383	0.070	0.313
2011	-60.23	-44.40	0.263	0.054	0.209
2012	-60.93	-39.54	0.351	0.056	0.295
2013	-53.57	-17.66	0.670	0.092	0.579
2014	-58.36	-29.45	0.495	0.088	0.408
2015	-73.90	-8.41	0.886	0.262	0.624
2016	-75.85	6.68	1.088	0.362	0.726
2017	-67.80	-6.29	0.907	0.264	0.644
2018	-66.02	-20.69	0.687	0.197	0.490
2019	-63.62	-5.44	0.915	0.301	0.614

国经济的影响,居民对家庭收支的计划发生改变,一些非必要商品的消费被延迟或耽搁,导致这些商品的支出效应降低,对商品的整体需求量降低,进

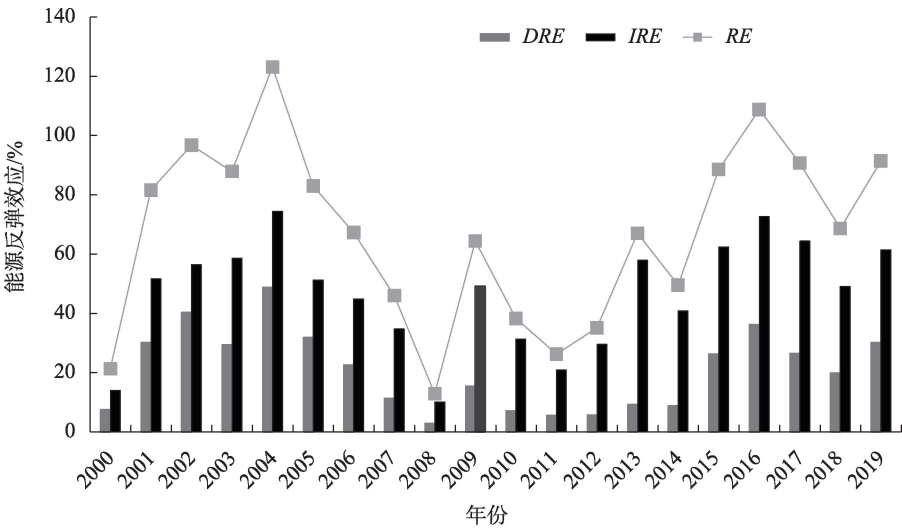


图3 2000—2019年北京市居民商品消费的反弹效应估计趋势图

Figure 3 Variation trend of energy rebound effect of various commodity groups of Beijing residents, 2000-2019

而在一定程度上缓解了能源反弹。2009年后,随着金融危机的缓解,中国经济形势开始好转,居民消费水平得以提升,北京市人均消费支出的增速由2009年之前的10%以下增加到13.4%,研究期内首次超过10%,导致反弹效应出现回升,且在研究阶段的后期呈现波动上升的趋势。综上可以看出,北京市家庭部门能源反弹效应的大小与居民的消费水平和消费意愿密切相关。

4.3.2 不同类别商品能源反弹量比较

为进一步探索北京市居民能源反弹效应产生的关键来源,比较不同类型商品对反弹效应贡献的差异,计算在相应能源效率提升比例下不同类别商品消费的能源反弹量,结果如图4所示。同时,为便于进行具体的结果分析,将各类商品交叉价格弹性

的计算结果取平均值在表8中进行展示。

首先,根据图4可以看出,居住类商品消费产生的能源反弹是北京市家庭部门能源反弹的主要来源,其对应的行业部门能源效率提升10%,平均会产生50.39万t标准煤的能源反弹。造成上述现象的首要原因是北京市居民对居住类商品的消费具有较高的支出弹性和价格弹性,居民对住房的需求尚未饱和,且北京市的高房价使居民对价格更加关注。同时,表8显示,大部分商品价格的降低也会增加居民对居住类商品的需求。此外,居住类商品对应行业部门相对较高的能源效率提升比例和能源强度也是其反弹程度较高的原因之一,因此,对于高能耗行业来说,提升能源效率的节能效果会大打折扣。进一步,结合图3中反弹效应的波动趋势可

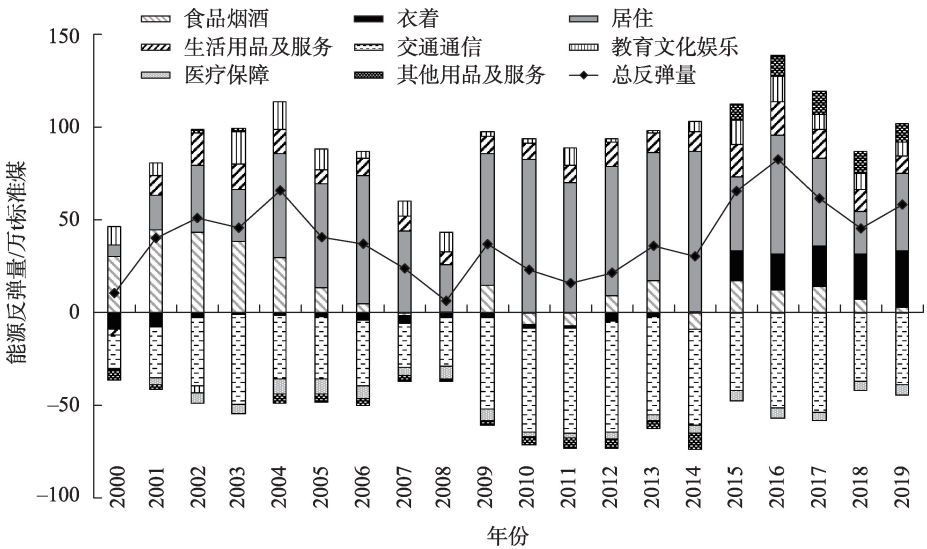


图4 2000—2019年北京市居民各类商品消费能源反弹量

Figure 4 Energy rebound amount of various commodity groups of Beijing residents, 2000-2019

表8 北京市居民各项消费价格弹性系数平均值

Table 8 Average price elasticities of different commodity groups of Beijing residents

类别	食品烟酒	衣着	居住	生活用品及服务	交通通信	教育文化娱乐	医疗保障
食品烟酒	-0.041	0.298	-0.821	-0.468	0.301	0.221	-0.695
衣着	0.118	-1.078	-0.737	-0.234	0.087	0.103	0.117
居住	-0.383	-0.586	-6.690	-0.218	0.098	-1.249	1.700
生活用品及服务	-0.072	-0.139	-1.711	2.467	-0.747	-0.398	0.789
交通通信	0.341	0.499	-0.044	-1.431	0.176	0.974	-0.230
教育文化娱乐	0.155	0.575	-1.580	-0.772	0.842	-1.371	-0.042
医疗保障	-0.126	0.295	0.888	-0.928	-0.214	0.006	0.599
其他用品及服务	-0.360	0.411	8.552	3.557	-2.332	0.989	-1.778

以发现,2004年北京市完全反弹现象的产生与居住类商品反弹量的大幅增加有关,2008年居住类商品能源反弹量的下降也是该年整体能源反弹效应急剧下降的主要原因。

其次,图4中显示,食品烟酒类、生活用品及服务类和教育文化娱乐类商品对整体能源反弹效应的增加起到了不同程度的促进作用。其中,食品烟酒类行业部门的能源效率提升9%,平均会产生13.99万t标准煤的能源反弹,但研究期内整体呈下降趋势,且2006年后的大多数年份在0上下波动,该变化与北京市居民对该类商品消费的低支出弹性和低价格弹性有关。可以看出,随着北京市居民消费水平的提高,能源效率提升带来的商品价格变化对食品烟酒类商品的消费将产生很小的影响。对于生活用品及服务类商品,其行业部门能源效率提升14%,平均能源反弹量为10.88万t标准煤,主要原因是该类商品能源效率提升比例偏高,进而对价格的影响较大,加之北京市居民对该类商品价格的变化较为敏感且居民愿意为该类商品的消费支出较高的价格,因此,价格下降之后该类商品的需求量并不会明显减少,使该类商品表现为正的反弹量,但由于其支出份额所占比例不高,因此,反弹程度较低。此外,在大多数年份,教育文化娱乐类商品的消费对北京市能源反弹效应的增加也起到了正向促进作用,其能源效率提升9%,平均产生7.73万t标准煤的反弹量,主要原因是该类商品能源成本所占比例偏高,增加了能源效率提升对该类商品价格的影响,但由于该类商品在北京市居民总支出中占据份额不高,因此,反弹量相对偏低。

进一步,对于衣着类和其他商品及服务类商品,图4结果显示,在2015年之前的大部分年份这两类商品均表现出负的反弹量,主要是受交叉价格弹性的影响。例如,通过表8中的计算结果可以发现,食品烟酒类、交通通信类、教育文化娱乐类、医疗保障类和其他用品及服务类商品价格的下降均会降低衣着类商品的支出份额。在能源效率提升后,这两类商品被其他类型商品的消费挤占了支出份额,使其支出份额增加很小甚至下降,导致实际节能量大于预期节能量。但是,这两类商品的能源反弹量在2015年后出现了由负反弹到正反弹的转变,此转变促进了研究后期北京市能源反弹效应的

增加,同时也是2016年北京市居民能源消费出现完全反弹现象的重要原因。上述现象的产生与北京市居民消费观念的转变密切相关,2015年后,北京市居民对衣着类商品消费的支出弹性和价格弹性均表现出上升趋势,居民对衣着、住宿以及餐饮等的要求也逐渐变高,导致出现了正的反弹量。相比之下,其他商品和服务类商品的反弹量比衣着类更少,这与该类商品中能源成本所占比例较低有关,能源效率提升对该类商品价格的影响程度相对较小,使其支出份额的变化程度很小,可以看出,控制相关行业的能源成本占比对抑制反弹效应的增加具有一定的作用。

最后,对于医疗保障类商品和交通通信类商品,图4中显示,在研究期内各年的能源反弹量均为负值,即实现了预期的节能,在考虑了替代效应和收入效应后,相关商品的支出份额发生被挤占的现象,支出份额不增反降,使实际节能量超过预期节能量。对于医疗保障类商品,其能源效率提升比例和能源成本所占比例均较低,对价格的影响微乎其微,加之该类商品的支出份额较小,因此,该类商品的消费对北京市整体反弹的影响很小,对应行业部门的能源效率提升6%,平均产生-4.81万t标准煤的能源反弹量。但是,交通通信类商品对能源反弹效应的抑制效果非常明显,对应行业部门的能源效率提升5%,平均能源反弹量为-41.79万t标准煤,该类商品较低的能源效率提升比例是产生此现象的重要原因;同时,通过表8也可以看出,食品烟酒类、衣着类、居住类、交通通信类、教育文化和娱乐类商品价格的下降均会降低交通通信类商品的支出份额,促使其支出份额下降明显,使实际节能量大幅度低于预期节能量,因而节能成效非常显著。

5 结论与政策启示

5.1 结论

本文基于LA-AIDS模型对北京市居民消费特征进行分析,然后根据能源反弹效应仿真分析对不同类型商品消费的反弹效应进行了估计,在此基础上,通过Slutsky分解方程确定了商品价格变化带来的替代效应和收入效应的贡献比例。其结论如下:

(1)北京市家庭部门能源消费存在完全反弹和部分反弹两种现象,其中,在大多数年份表现为部分反弹,在2004和2016年表现为完全反弹。能源

2022年10月

反弹效应的大小与居民对商品的支付意愿以及对价格的敏感性密切相关,能源效率提升对北京市居民消费配置的影响导致了能源消费的额外增加。

(2)研究期间,商品价格下降带来的收入效应和替代效应均会导致能源消费的增加,且由收入效应产生的能源消费增量大于替代效应所产生的。北京市居民在原来的消费结构下,随着其实际消费能力的增加,居民更倾向于追求更高品质的生活,即会通过购买更多的能源产品来提高自身的效用,是能源反弹产生的主要来源。

(3)能源反弹量在不同商品间存在明显的异质性。居住类、食品烟酒类、生活用品及服务类和教育文化娱乐类商品对整体能源反弹效应的增加起到了不同程度的正向作用,其中居住类商品的作用最为明显;医疗保障类商品和交通通信类商品对整体能源反弹效应的增加起到了不同程度的负向作用,其中交通通信类商品的作用最为明显;衣着类和其他商品及服务类商品在2015年后出现了由负反弹到正反弹的转变。

5.2 政策启示

根据本文结论提出以下3点政策启示:

(1)在居民消费方面,应积极倡导居民合理消费、绿色消费的消费观念,鼓励居民选择更加清洁高效的生活方式,有效缓解能源反弹效应的增加。

(2)在生产企业方面,对于居住类等高能耗商品对应的生产企业来说,通过推动技术进步提高能源效率不应该是实现节能目标的唯一途径,应合理把控效率提升比例,注重资本、劳动等生产要素的合理分配以及要素价格的控制,减少效率提高带来的额外能耗增量。

(3)对于政策制定者,在制定节能减排政策时应将能源反弹效应考虑其中。由于价格变化导致的居民消费行为的变化是能源反弹效应产生的主要原因,因此,不能仅依靠生产企业进行商品价格的定价,政策制定者应实施一些价格管控措施,监督价格变动幅度,避免效率提高导致的商品价格大幅波动,在源头上控制能源反弹的产生。

参考文献(References):

[1] 朱泳丽,丁利杰.长三角城市群碳排放强度的空间效应及影响

因素:基于产业转移视角[J].资源科学,2022,44(7):1373-1387. [Zhu Y L, Ding L J. Spatial effects and influencing factors of carbon emission intensity in the Yangtze River Delta urban agglomeration: An industrial transfer-based perspective[J]. Resources Science, 2022, 44(7): 1373-1387.]

[2] Zhang Z, Hu G W, Mu X Z, et al. From low carbon to carbon neutrality: A bibliometric analysis of the status, evolution and development trend[J]. Journal of Environmental Management, 2022, DOI: 10.1016/j.jenvman.2022.116087.

[3] 张希良,黄晓丹,张达,等.碳中和目标下的能源经济转型路径与政策研究[J].管理世界,2022,38(1):35-66. [Zhang X L, Huang X D, Zhang D, et al. Research on the pathway and policies for China's energy and economy transformation toward carbon neutrality[J]. Journal of Management World, 2022, 38(1): 35-66.]

[4] 罗明,张应青,李星.我国能源反弹效应的测度及区域差异研究:基于能源相对价格变动角度的分析[J].价格理论与实践,2016,(10):136-139. [Luo M, Zhang Y Q, Li X. The measurement and regional difference of energy rebound effect in China: Based on the analysis of energy relative price change[J]. Price Theory and Practice, 2016, (10): 136-139.]

[5] 刘宇,周梅芳,王毅.基于能源类型的中国反弹效应测算及其分解[J].中国人口·资源与环境,2016,26(12):133-139. [Liu Y, Zhou M F, Wang Y. Rebound effect and its decomposition by different types of energy: A CGE analysis for China[J]. China Population, Resources and Environment, 2016, 26(12): 133-139.]

[6] 许航,李韬,宋健峰.旱区农业灌溉用水反弹效应及其区域差异:以西北五省(区)为例[J].资源科学,2021,43(9):1808-1820. [Xu H, Li T, Song J F. Estimation, driving factors, and regional differences of agricultural irrigation water rebound effect in arid areas: Examples of five provinces in northwestern China[J]. Resources Science, 2021, 43(9): 1808-1820.]

[7] 王启超.中国能源消费陷入“杰文斯悖论”了吗?基于回弹效应的经验分析[J].南京财经大学学报,2019,(2):1-11. [Wang Q C. Does China's energy consumption get stuck with Jevons Paradox? Empirical analysis based on the rebound effect[J]. Journal of Nanjing University of Finance and Economics, 2019, (2): 1-11.]

[8] Cansino J M, Román-Collado R, Merchán J. Do Spanish energy efficiency actions trigger Jevons Paradox[J]. Energy, 2019, 181: 760-770.

[9] 国涓,凌煜,郭崇慧.中国工业部门能源消费反弹效应的估算:基于技术进步视角的实证研究[J].资源科学,2010,32(10):1839-1845. [Guo J, Ling Y, Guo C H. Estimating the rebound effect of energy consumption of industrial sectors in China based on the perspective of technological advancement[J]. Resources Science, 2010, 32(10): 1839-1845.]

[10] Berkhout P H G, Muskens J C, Velthuisen J W. Defining the rebound effect[J]. Energy Policy, 2000, 28(6): 425-432.

[11] Wang J Y, Yu S A, Liu T S. A theoretical analysis of the direct re-

- bound effect caused by energy efficiency improvement of private consumers[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2021, 69: 171–181.
- [12] Shao S, Guo L F, Yu M L, et al. Does the rebound effect matter in energy import-dependent mega-cities? Evidence from Shanghai (China)[J]. *Applied Energy*, 2019, 241: 212–228.
- [13] Kong L, Mu X Z, Hu G W, et al. Will energy efficiency improvements reduce energy consumption? Perspective of rebound effect and evidence from Beijing[J]. *Energy*, 2022, DOI: 10.1016/j.energy.2022.125665.
- [14] 国涓, 郭崇慧, 凌煜. 中国工业部门能源反弹效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, 27(11): 114–126. [Guo J, Guo C H, Ling Y. Estimating the rebound effect in China industrial sector energy consumption[J]. *Journal of Quantitative & Technological Economics*, 2010, 27(11): 114–126.]
- [15] Zhang Y J, Peng H R, Su B. Energy rebound effect in China's industry: An aggregate and disaggregate analysis[J]. *Energy Economics*, 2017, 61: 199–208.
- [16] 丘海斌. 中国制造业能源消费存在杰文斯悖论吗[J]. 经济学家, 2016, (3): 32–39. [Qiu H B. Is there a Jevons Paradox in China's manufacturing energy consumption[J]. *Economist*, 2016, (3): 32–39.]
- [17] Wang X B, Wen X H, Xie C P. An evaluation of technical progress and energy rebound effects in China's iron & steel industry[J]. *Energy Policy*, 2018, 123: 259–265.
- [18] Zhao X G, Li P L. Is the energy efficiency improvement conducive to the saving of residential electricity consumption in China?[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, DOI: 10.1016/j.jclepro.2019.119339.
- [19] Lin B, Zhu P. Measurement of the direct rebound effect of residential electricity consumption: An empirical study based on the China family panel studies[J]. *Applied Energy*, 2021, DOI: 10.1016/j.apenergy.2021.117409.
- [20] Zhang Y J, Peng H D. Exploring the direct rebound effect of residential electricity consumption: An empirical study in China[J]. *Applied Energy*, 2017, 196: 132–141.
- [21] 黄纯灿, 胡日东. 消费端能源效率、反弹效应及其一般均衡分析[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2015, (6): 62–70. [Huang C C, Hu R D. Energy efficiency, rebound effect and general equilibrium analysis at the consumer side[J]. *Fujian Tribune*, 2015, (6): 62–70.]
- [22] 孙涵, 申俊, 成金华. 基于LA-AIDS模型的中国居民能源消费回弹效应研究[J]. 软科学, 2016, 30(3): 94–97. [Sun H, Shen J, Cheng J H. Rebound effect of residential energy consumption in China based LA-AIDS model[J]. *Soft Science*, 2016, 30(3): 94–97.]
- [23] Du Q, Han X, Li Y, et al. The energy rebound effect of residential buildings: Evidence from urban and rural areas in China[J]. *Energy Policy*, 2021, DOI: 10.1016/j.enpol.2021.112235.
- [24] Bhuvandas D, Gundimeda H. Welfare impacts of transport fuel price changes on Indian households: An application of LA-AIDS model[J]. *Energy Policy*, 2020, DOI: 10.1016/j.enpol.2020.111583.
- [25] 刘子兰, 姚健. 中国居民家庭能源消费研究: 基于LA-AIDS模型[J]. 湖南师范大学社会科学学报, 2020, 49(1): 78–85. [Liu Z L, Yao J. Household energy consumption in China: An application of the LA-AIDS model[J]. *Journal of Social Sciences of Hunan Normal University*, 2020, 49(1): 78–85.]
- [26] Sorrell S, Dimitropoulos J. The rebound effect: Microeconomic definitions, limitations and extensions[J]. *Ecological Economics*, 2008, 65(3): 636–649.
- [27] Brännlund R, Ghalwash T, Nordström J. Increased energy efficiency and the rebound effect: Effects on consumption and emissions[J]. *Energy Economics*, 2007, 29(1): 1–17.
- [28] 刘艳敏. 煤炭价格影响因素分析及机制研究[D]. 北京: 中国矿业大学(北京), 2012. [Liu Y M. Study on Coal Price Effect Factors and Coal Price Mechanism[D]. Beijing: China University of Mining and Technology (Beijing), 2012.]
- [29] 汪鑫. 2005年石油价格变化分析及其对我国经济的影响[J]. 胜利油田党校学报, 2006, (3): 105–107. [Wang X. Analysis of oil price change in 2005 and its influence on Chinese economy[J]. *Journal of Party School of Shengli Oilfield*, 2006, (3): 105–107.]
- [30] 臧旭恒, 孙文祥. 城乡居民消费结构: 基于ELES模型和AIDS模型的比较分析[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2003, (6): 122–126. [Zang X H, Sun W X. Consumption structure of urban and rural inhabitant: A comparative analysis based on ELES model and AIDS model[J]. *Journal of Shandong University (Philosophy and Social Sciences)*, 2003, (6): 122–126.]
- [31] Lin B Q, Liu H X. A study on the energy rebound effect of China's residential building energy efficiency[J]. *Energy and Buildings*, 2015, 86: 608–618.
- [32] Lin B Q, Liu X. Reform of refined oil product pricing mechanism and energy rebound effect for passenger transportation in China[J]. *Energy Policy*, 2013, 57: 329–337.

Energy rebound effects associated with consumption distribution of residents in Beijing

KONG Li, HU Guangwen, MU Xianzhong

(Faculty of Materials and Manufacturing, Beijing University of Technology, Beijing 100124, China)

Abstract: Improving the energy efficiency is considered the main way to reduce energy consumption in the short term, but its effectiveness may be alleviated due to the existence of rebound effect. Since the change of residents' consumption behavior caused by price fluctuation is an important source of energy rebound effect, which will further be amplified due to the high level of residential income in Beijing, this study established a LA- AIDS model to analyze the consumption characteristics of Beijing residents. On this basis, the consumption redistribution and other behaviors of residents under the corresponding proportion of energy efficiency improvement were simulated to quantify the energy rebound effect of Beijing from 2000 to 2019, and the energy rebound amounts generated by the consumption of different types of energy goods and services were compared. Meanwhile, the substitution effect and income effect of residential energy consumption change caused by price fluctuation were decomposed according to the Slutsky equation, and the key factors of residential energy rebound effect in Beijing were further explored. Results suggest that: (1) The energy rebound of Beijing's residential sector has two phenomena: backfire effect and partial rebound effect, and the income effect due to price fluctuation is the main source of energy rebound effect. (2) Residential goods have the most obvious promoting effect on the increase of the energy rebound effect, while transportation and communication goods have the most obvious inhibiting effect. (3) The consumption behaviors of residents, the proportion of energy efficiency improvement in different product categories, and the ratio of energy in total costs all contribute to the general degree of rebound effects. Finally, this article puts forward some recommendations on how to effectively mitigate the energy rebound effect from the perspectives of residents, manufacturers, and policymakers.

Key words: energy rebound effect; residents' consumption distribution; demand elasticity; LA-AIDS model; Slutsky equation; simulation analysis; Beijing