

家庭户电力消费的年龄性别模式 与节电减排的政策选择

米 红 任正委

【内容摘要】电力已经成为家庭生活使用最为频繁的二次能源,也是对家庭户人口规模和结构变动最为敏感的能源。中国家庭户人口年龄性别结构的多元化变动,势必会影响以户为单位进行的居民电力消费。文章利用包含家庭户所有成员年龄和性别的 CFPS 基线调查数据,通过回归分解模型来估算分年龄性别人口的用电量,构建家庭户电力消费的年龄性别模式。结果发现:家庭户中不同年龄性别人口的增加对人均用电量的影响是不同的,呈现“倒 U 型”的年龄别模式和“女高男低”的性别模式;25~34 岁的女性人口增加对人均用电量具有特殊的正向效应,是家庭户电力消费最重要的行为主体。阶梯电价政策的制定和调整、居民电力消费的预测和规划都应充分考虑家庭户人口年龄性别结构及其变动的影响。

【关键词】家庭户;电力消费;年龄性别模式

【作者简介】米红,浙江大学人口与发展研究所、浙江大学公共管理学院教授;任正委,浙江大学人口与发展研究所、浙江公共管理学院博士研究生。浙江 杭州:310058

Age-gender Pattern in Household Electricity Consumption and Policy Implications for Electricity Conservation and Emission Reduction

Mi Hong Ren Zhengwei

Abstract: Electricity power is the most frequently used secondary energy and the most population/household-related energy in human societies. The age and gender structure of population in Chinese households have changed to be much more diversified, which would have a significant impact on the residential electricity consumption at the household level. In order to examine the age-gender pattern in household electricity consumption, we use pooled data from the CFPS baseline database which includes age and gender of all the household members, decomposing household-level electricity consumption into individual-level age-gender pattern by defining the age-gender index as a key variable in the regression model. The results indicate that the impact of household size on per capital electricity usage differs between age-gender population groups. The age pattern presents a “inverted U” shape, while the gender pattern is “higher for females than males”. 25-34 year old female population, which has a positive effect on per capital electricity usage, is the most important subject in household electricity consumption. Making and adjusting policy of multistep electricity price and prediction and planning of residential electricity consumption should take age and gender structure of population in households into consideration.

Keywords: Household Electricity Consumption Age-gender Pattern

Authors: Mi Hong is Professor, Institute of Population and Development, College of Public Administration, Zhejiang University, Email: spsswork@163.com; Ren Zhengwei is PhD Candidate, Institute of Population and Development, College of Public Administration, Zhejiang University, Email: saiwaiqing_ren@163.com.

* 本研究得到教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(12JZD035)、国家自然科学基金青年项目(71303212)和浙江省自然科学基金重点项目(LZ13G030001)的资助。

中国约 80% 的发电量来自于煤炭(国家统计局, 2013), 在世界主要国家或地区中是最高的。这意味着消费同等单位千万时的电量, 中国的家庭户将比其它国家的家庭户产生更多的碳排放, 对环境污染和气候变化具有更大的影响。据估计, 2011 年中国的燃煤导致 26 万人减寿, 32 万儿童和 6.1 万成年人患哮喘病, 3.6 万新生儿体重过轻(Gray, 2013)。可见, 2017 年之前实现煤炭使用量占一次能源的比重降至 65% 以下的目标已经尤为必要。除了各省区纷纷提出的削减煤炭消费、关停燃煤电厂等措施, 家庭户的节电减排也显得非常迫切。

1 问题的提出

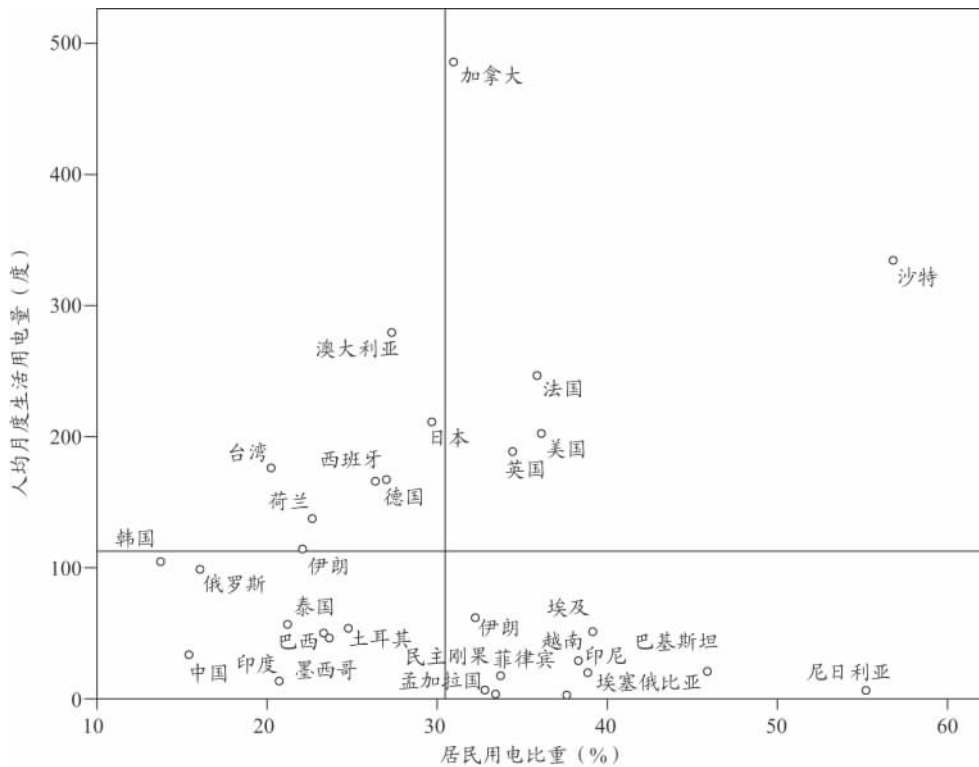
居民家庭户是与人口变动联系最紧密的生产和消费单元, 也是人类社会第二大能源消费部门。据统计, 全球约 1/5 的能源消费来自于家庭户(Brounen et al., 2012)。在西方国家, 家庭户已成为节能减排和应对气候变化最为主要的部门之一, 美国和西欧 15% ~ 20% 的能源消费引致的二氧化碳排放来源于家庭户, 并且保持持续上升趋势(Abrahamse and Steg, 2009)。虽然 2011 年中国的居民能源消费比重仅为 10.7%, 但是规模巨大且自 2003 年以来保持快速增长, 对全社会能源消费总量的不断增长起着重要影响(赵晓丽, 李娜, 2011)。

随着电网在全世界范围内的普及(已覆盖约 80% 的人口), 电力已经成为现代家庭户日常生活使用最为频繁的二次能源, 也是对家庭户人口规模和结构变动最为敏感的能源消费行为。2008 年, 美国、法国和英国等发达国家的居民电力消费占全社会电力消费的比重已经达到 35% 左右, 是全社会最大的电力消费部门。当年中国的该项比重仅为 15.5%, 在图 1 所示的世界 30 个主要国家和地区中几乎是最底的, 人均月度生活用电量(33.2 度)也远远低于 30 个国家和地区的平均水平(112.5 度), 仅为韩国的约 1/3、日本的约 1/6、加拿大的约 1/15。可见, 与发达国家相比, 中国居民电力消费的比重和人均量都还处在较低的水平。但是, 2011 年中国居民电力消费的总量已达到 5620 亿千万时, 仅次于美国, 位居全球第二位, 并且电网已覆盖超过 99% 的人口, 2003 年以来居民电力消费量增长了 1.6 倍。随着城市化进程的不断加快, 居民生活方式更加现代化和西方化, 家庭生活用能电气化程度越来越高, 中国的居民电力消费仍将保持不断增长之势, 电力消费在家庭户日常生活和能源消费中居于的重要地位将更加凸显。

过去 20 年间, 中国家庭户的规模和结构变动深刻影响着其电力消费行为。一方面, 在生育率下降、离婚率升高、人口大规模流动等多重作用下, 家庭户小型化趋势十分明显。根据“六普”统计的数据, 2010 年家庭户平均人口规模已由 1990 年“四普”的 3.96 人降至 3.09 人。家庭户小型化使得户均用电量有所降低, 但人均用电量却显著增长。另一方面, 由于家庭老年照护、幼儿照护的双重需求以及城市房价高企, 跨代同居的现象在当今中国仍然普遍存在(Chen, 2011; 许琪, 2013)。根据 2010 年中国家庭动态跟踪调查(CFPS)数据, 1 代户占 20.2%, 2 代户占 48.6%, 3 代户占 29.2%, 4 代及以上户占 1.9% (北京大学中国社会科学调查中心, 2012)。笔者利用该数据进一步计算得到, 除了未成年子女与父母同住的占 30.9% 外, 成年人跨代同居的比例高达 47.1%。所以, 家庭户之间代际结构的差异性很大, 这也意味着年龄结构的差异性也很大。同时, 一人户(独居户)的比例由 2000 年“五普”时的 8.3% 增长到 2010 年“六普”的 14.5%, 父母一方与子女组成的单亲家庭户数量也迅速增加。可见, 家庭户规模普遍缩小后, 家庭户之间性别结构的差异性增强, 性别结构在家庭户中扮演着越来越重要的角色。总体而言, 相比 20 年前, 家庭户内部的年龄结构和性别结构已变得相当多元化, 这势必会对以户为单位进行的居民电力消费产生重大影响。与家庭户规模的影响不同, 家庭户人口结构的影响显得更加复杂。

图 1 2008 年世界 30 个主要国家(地区)的人均月度生活用电量和居民用电比重

Figure 1 Per Capital Monthly Residential Electricity Usage and Its Proportion in Total Electricity Consumption in Thirty Countries (Regions) in 2008



注:图中所示为世界人口最多的 20 个国家或 GDP 最高的 20 个国家,共 30 个;参考线分别为 30 个国家人均月度生活用电量的均值 112.5 度、居民用电比重的均值 30.6%。

资料来源:OECD/IEA 网络在线数据库。

因此,在人口老龄化、性别角色平等化、家庭户小型化和居住模式多元化等变动趋势下,更好地理解家庭户内部的年龄结构和性别结构对居民电力消费的影响,不仅能够拓展和深化学术界对于人口(家庭户)结构与能源(电力)消费的认识,增强对居民电力消费预测的准确性,还将使基于家庭户的节电减排政策(如阶梯电价政策)更具有针对性。

2 文献回顾与评述

任何以人为主体的节能政策,只有建立在人口变量与能源消费之间具体而明确的关系基础上,才能使政策兼具公平和效率、更具可操作性。相关研究普遍认为:在国家或区域的宏观层面,人口规模是能源消费增长的重要驱动因素,人口城镇化、人口老龄化、家庭户小型化是影响能源消费的重要人口变动趋势;在家庭户的微观层面,家庭户人口规模、年龄结构、城乡居住地类型具有显著影响(O'Neill and Chen, 2002; Jiang and O'Neill, 2007; O'Neill et al., 2012a; O'Neill et al., 2012b; 蒋未文, 2010)。

越来越多的研究指出,相对于个人而言,家庭户更适合作为影响能源消费和碳排放的人口分析单位,因为家庭户通常是人们消费的主要单位,甚至在某些发展中国家也是生产的主要单位(Liu et al., 2003; O'Neill and Chen, 2002)。在这些研究中,大部分只关注于家庭户人口规模对能源消费的影响,得出了一个普适性结论:大家庭户的人均生活用能明显低于小家庭户,这在很大程度上可以理解为家

庭户层面能源消费所存在的规模经济效应。但对于家庭户人口年龄性别结构对能源消费影响的关注还相当不足,这主要是因为目前极少存在包括家庭户所有成员人口学特征的微观数据,故很难对家庭户人口的年龄性别结构做出准确的描述和分析。

一般的微观调查都只获取家庭户户主的人口学特征,因而很多研究都将户主作为整个家庭户的代表。例如,O'Neill and Chen(2002)利用美国居民能源消费调查和美国居民交通能源消费调查数据,以户主年龄为指标,运用标准化分解的方法,分析不同年龄的家庭户直接能源消费的差异,结果认为:家庭户人均能源消费随户主年龄增长而增加,其中居家生活的能源消费呈持续增长,交通出行的能源消费在51~55岁达到高峰后呈下降趋势;老年人的交通能源消费明显降低,但用于住房取暖和空调等的居家生活能源消费反而增加。Sanchez(2013)利用墨西哥家庭户收入和支出调查,以户主的年龄和性别为代表,运用多元回归的方法,分析家庭户直接能源消费的年龄性别效应,结果表明家庭户人均能源消费随户主年龄增长而增加,但户主性别的影响不显著。Dalton等(2008)利用美国消费者支出调查数据,以户主年龄的不同构建多代际的世代交叠模型,将包括年龄结构在内的家庭异质性嵌入PET模型,全面考察家庭户的直接和间接能源消费需求,研究认为,人口老龄化对长期碳排放具有抑制作用。就家庭户电力消费等居家的直接能源消费而言,一般认为老年人比年轻人消费更多的能源(Tonn and Eisenberg 2007),由于老年人对舒适生活和娱乐的追求日渐增强,老龄社会并不会带来能源消费的降低(Hamza and Gilroy 2011)。个别文献分析了不同性别的能源消费行为,但研究仅局限于男女独居户(Raty and Carlsson-Kanyama 2010)。

以户主的人口学特征作为整个家庭户的代表,是在数据不能完全获得情况下的权宜之法。其存在如下两点缺陷:(1)户主的人口学特征并不能准确地反映该家庭户的人口结构特征,如户主年龄、性别相同的家庭户,有可能会拥有完全不同的家庭户人口年龄性别结构;(2)由于不同年龄性别人口的户主率不同,全社会所有户主的人口学特征不能代表全部人口的结构特征,故而无法与传统人口学指标相对应,进一步分析人口变动可能带来的影响。因此,本研究尝试构建分解模型,利用包含所有家庭户成员年龄性别特征的微观数据,分析家庭户电力消费的年龄性别模式。

与其它类别的能源消费类似,对于居民电力消费的研究同样是以家庭户为单位进行的。现有相关研究证实对居民电力消费影响显著的变量可以总结为三类:(1)家庭户的社会人口属性,包括家庭户人口规模、收入等;(2)家庭户的生活方式,包括住房类型、住房面积、家电拥有数量和使用频率等;(3)地理和气候因素,包括所在地气候类型、气温等(Wiesmann et al., 2012; Sanquist et al., 2012)。在具有显著影响的家庭户人口特征中,家庭户人口规模被证明是最具影响力的因素,但相关研究几乎没有涉及家庭户人口结构对电力消费的影响。在不考虑人口结构因素的情况下,得出家庭户人均用电量随家庭户人口规模的增加而降低的结论,其实存在着一个重要假设:不同年龄性别的人口规模增加对人均用电量的影响是同向的。本文将在构建年龄性别模式的基础上,对这一假设进行验证。

3 研究设计

3.1 研究假设

以往文献研究均假设家庭户中不同年龄、不同性别的人口规模增加对人均用电量的影响是同向的,但笔者对此持怀疑态度,故本文将验证这一假设的真伪,并进而提出两个亚假设加以验证。亚假设如下:

(1)年龄别模式假设:由于用电需求、用电习惯、居家时间长短的年龄别差异,不同年龄的家庭户成员对人均用电量的影响(方向或程度)不同;比如,虽然老年人节电习惯较好,但取暖和加热的需求更强,而且一般在家时间更长(其中隐含着“退休效应”),老年人口的增加对家庭户人均用电量的降低作用可能不如劳动年龄人口和少儿人口明显,甚至有可能反而会有增加作用。

(2) 性别模式假设: 由于家庭角色分工、居家时间长短的性别差异, 不同性别的家庭户成员对人均用电量的影响(方向或程度)不同; 比如, 女性一般更多地承担家务劳动, 在家时间更长, 女性人口的增加对家庭户人均用电量的降低作用可能不如男性明显, 甚至有可能反而会有增加作用。

3.2 研究方法

在人口研究领域广为应用的年龄性别模式都是以个人经历的人口学事件为主体、以个人为单位构建的, 如分年龄性别的生育模式、死亡模式和迁移模式所对应的生育、死亡和迁移都是以个人为单位的行。年龄性别模式可以用来分析影响某一人口学事件的年龄效应和性别效应, 预测人口规模和结构变动对该事件的影响。但是某些消费行为(如能源消费、住房消费)不是以个人为单位, 而是以家庭户为单位进行的, 是由家庭户成员共同发生的, 无法以个人为单位直接进行分摊。这就给分析家庭户消费的年龄效应和性别效应、预测人口老龄化等变动趋势对家庭户消费的影响带来了很大的困难。

因此, 本文构建家庭户消费的年龄性别模式, 与经典的年龄性别模式有着诸多相同之处, 同样具有两个彼此相关的学术价值: (1) 在微观层面, 可以分析年龄和性别对家庭户消费量的总体影响^①; (2) 在宏观层面, 可用来分析给定的未来人口年龄性别结构变动趋势下, 家庭户消费量可能发生的变化。与经典的年龄性别模式的不同之处是本文所指的模式描述的是消费量指标, 而不是率指标。

Mankiw 和 Weil(1989) 曾运用回归方程分解的方法, 构建了家庭户住房消费的年龄模式。本文在该方法的基础上, 加入了性别因素, 具体方法的逻辑推演过程如下:

第一步, 将家庭户的总消费量表述为成员个体的消费量之和, 即

$$Y = \sum_{i=1}^N Y_i \quad (1)$$

Y_i 是第 i 个家庭户成员的消费量, Y 是家庭户的总消费量。

第二步, 将成员个体的消费量表述为以其所在年龄组为自变量的函数^②, 即

$$Y_i = (a_{0M} Dummy0M_i + a_{1M} Dummy1M_i + \dots + a_{99M} Dummy99M_i) + (a_{0F} Dummy0F_i + a_{1F} Dummy1F_i + \dots + a_{99F} Dummy99F_i) \quad (2)$$

M 表示男性, F 表示女性, 前一个括号内表示所有男性年龄组, 后一个括号内表示所有女性年龄组。若第 i 位家庭户成员的年龄为 0 岁, 且是男性, 则 $Dummy0M_i = 1$; 若第 i 位家庭户成员的年龄为 1 岁, 且是女性, 则 $Dummy1F_i = 1$, 依此类推, 这是一系列虚拟变量。 α 系列参数分别表示对应年龄性别组的消费量。

第三步, 将公式(1)和(2)合并, 得到家庭户总消费量关于年龄的函数, 即

$$Y = (a_{0M} \sum Dummy0M_i + a_{1M} \sum Dummy1M_i + \dots + a_{99M} \sum Dummy99M_i) + (a_{0F} \sum Dummy0F_i + a_{1F} \sum Dummy1F_i + \dots + a_{99F} \sum Dummy99F_i) \quad (3)$$

第四步, 为方便解释和表述, 定义分年龄性别的指数 M_j 和 F_k , 分别表示家庭户中男性和女性各年

① 年龄和性别是最基础、最自然的因素, 这里的影响既包括年龄和性别的直接影响, 也包括年龄和性别通过其它家庭户经济社会特征而产生的间接影响。若严格表述, 这是年龄和性别对家庭户消费的粗效应(gross effect), 而不是净效应(partial effect)。与构建经典的年龄性别模式相同, 未能控制其它因素, 并不妨碍其学术价值的实现。

② 本节研究方法介绍时, 假设最高年龄为 99 岁, 若实际应用中有超过 99 岁的个体, 可对公式做相应的变化; 此处以单岁年龄组划分, 实际应用中也可以五岁组或十岁组划分, 并对公式做相应的变化, 在此不加赘述。

龄组的成员数量,即

$$M_j = \sum_{i=1}^N \text{Dummy}(j) M_i \quad (4)$$

$$F_k = \sum_{i=1}^N \text{Dummy}(k) F_i$$

同上, M 表示男性, F 表示女性, j 和 k 分别表示男性和女性的某个年龄组。 M_j 表示家庭户中第 j 个男性年龄组的成员数量, F_k 表示家庭户中第 k 个女性年龄组的成员数量。举例而言, M_0 就是公式(3)中的 $\sum \text{Dummy}_0 M_i$ 的简化表述,指家庭户中 0 岁组男性的数量,依此类推。因此, M_j 和 F_k 是计数变量(Count Variables),服从泊松分布,取值为 0 和一定区间内的正值(0, 1, 2, ...)。

第五步,将公式(3)与公式(4)合并,即

$$Y = \sum_{j=0}^{99} (\alpha_j M_j) + \sum_{k=0}^{99} (\alpha_k F_k) \quad (5)$$

α_j 表示第 j 个男性年龄组的人均消费量, α_k 表示第 k 个女性年龄组的人均消费量。

第六步,在公式(5)的基础上,构建多元回归模型。为了与验证本文提出的研究假设的目的相一致,将因变量调整为家庭户的人均消费量^①,自变量 M_j 和 F_k 不变,回归方程的数学表达式如下:

$$PC(Y) = a + \sum_{j=0}^{99} (b_j M_j) + \sum_{k=0}^{99} (c_k F_k) + \varepsilon \quad (6)$$

$PC(Y)$ 即为家庭户的人均消费量。截距 a 是回归模型拟合过程中产生的调节量,可以被理解为家庭户消费量中不随成员规模和结构变动的一个人均基础量。回归系数 b_j 和 c_k 可以理解为边际效应:该年龄性别组的家庭户成员多 1 人,对家庭户人均消费量产生的影响。经过因变量变换和回归模型拟合过程后,公式(6)与公式(5)对年龄性别模式的表述不同。公式(6)中,第 j 个男性年龄组的人均消费量表述为 $a + b_j$,第 k 个女性年龄组的人均消费量表述为 $a + c_k$ 。

3.3 数据说明

本文使用 2010 年中国家庭动态跟踪调查(CFPS)数据。该调查采用内隐分层的、多阶段、与人口规模成比例的概率抽样方法(许琪, 2013),样本覆盖了除港澳台、新疆维吾尔自治区、西藏自治区、青海省、内蒙古自治区、宁夏回族自治区和海南省之外的全国 25 个省、市、自治区的人口。CFPS 样本所在的 25 个省、市、自治区的人口覆盖了中国大陆总人口数的 94.5%。由于覆盖范围如此广泛,故可将 CFPS 视为一个全国代表性样本(北京大学中国社会科学调查中心, 2012)。CFPS 在 2010 年的基线调查不仅包括收集家庭户收入、支出、住房和居住环境等方面信息的家庭户问卷,还包括收集家庭成员人口学特征等个人信息的家庭户成员问卷。因此,该调查数据基本符合本文研究的假设和分析框架。样本总量为 14798 个家庭户,对应的家庭户成员 57155 个,户均人口规模 3.86 人。

CFPS 基线调查的家庭户成员既包括现居住在该户的人口(含直系亲属、居住满 3 个月的非直系亲属和居住满 6 个月的其它成员),也包括该家庭直系亲属中常年居住在外(过去一年在家居住不满 3 个月)的人口。本文研究的家庭户成员是指实际居住在家参与电力消费的人口,因而在分析中将常年居住在外的家庭户成员剔除,并进而将处理后成员数量为 0 的家庭户从样本中剔除。考虑到生产经营用电与一般生活用电有着本质区别,将其按年龄性别组分解为个人消费量不具有本文假设蕴含

① 虽然,以家庭户总体消费量作为因变量,更符合数学模型推导过程,但基于两方面的考虑,本文以人均消费量作为回归模型的因变量。一方面,为了与验证本文提出的研究假设的目的相一致;另一方面,家庭户总体用电量的方差比人均量更大,导致回归模型的 R^2 更低,自变量的显著性变差。

的理论含义,故将存在生产经营用电行为的家庭户从分析样本中剔除。同时,将用电量为负数的家庭户也从样本中剔除。经过处理后,有效的样本为家庭户 13240 个、对应的家庭户成员 44272 个,户均人口规模为 3.34 人。利用剔除后剩下的所有家庭户成员的年龄性别信息,构建年龄性别指数变量 M_j 和 F_k ,作为回归分解模型的全部自变量。由于以单岁组划分,每个年龄组的人口较少而不适合进行分析,因此,本文将分别以 5 岁组和 10 岁组构建年龄性别指数变量,并以 70 岁及以上作为最高年龄组。因变量是家庭户的人均月度用电量,即 CFPS 基线调查中所指的去去年平均每月耗电量的均值。

4 结果分析

4.1 分类描述性统计分析

纳入分析的样本中,不同类型家庭户之间用电量的异质性仍然很强。户均月度用电量为 78 度,标准差为 79 度,用电最多的为 1500 度,用电最少的为 1 度;有 20% 的家庭户用电量在 100 度以上,还有近 20% 的家庭户用电量在 25 度以下。平均每个家庭户的人均月度用电量为 27 度,标准差为 29 度,人均用电最多的为 500 度,最少的为 0.2 度;有 20% 的家庭户人均用电量在 40 度以上,还有近 20% 的家庭户人均用电量在 7.5 度以下。图 2 和图 3 分别是用电量和人均用电量的直方图。

按年龄(代际)结构对家庭户进行分类后,家庭户的代际数量越多,人均用电量越低,这一方面是家庭户人口规模增大后的规模经济效应,另一方面也存在着代际年龄结构的影响。图 4 所示,各类型家庭户的组内差异仍然很大,随着代际数量的增加,人均用电量的组内差异有缩小的趋势。在一代户中,就均值而言,青年户的人均用电量大于中老年户,但青年户的标准差小于中老年户。这意味着普遍意义上青年户人均用电较多,但由于中老年户的内部差异更大,部分中老年户的人均用电量比青年户更多。在二代户中,差异相对不那么明显,相比于青年与父母居住户,青年带子女居住户的人均用电量相对略少,而中老年与父母居住户的人均用电量相对略多,祖孙两代户的人均用电量是其中最少

图 2 家庭户用电量的直方图

Figure 2 The Histogram of Household Total Electricity Usage

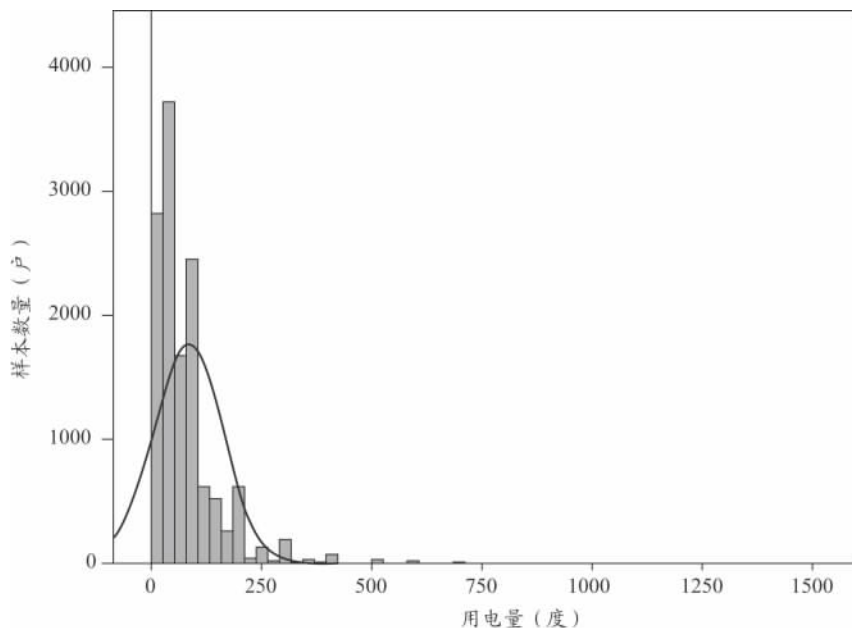
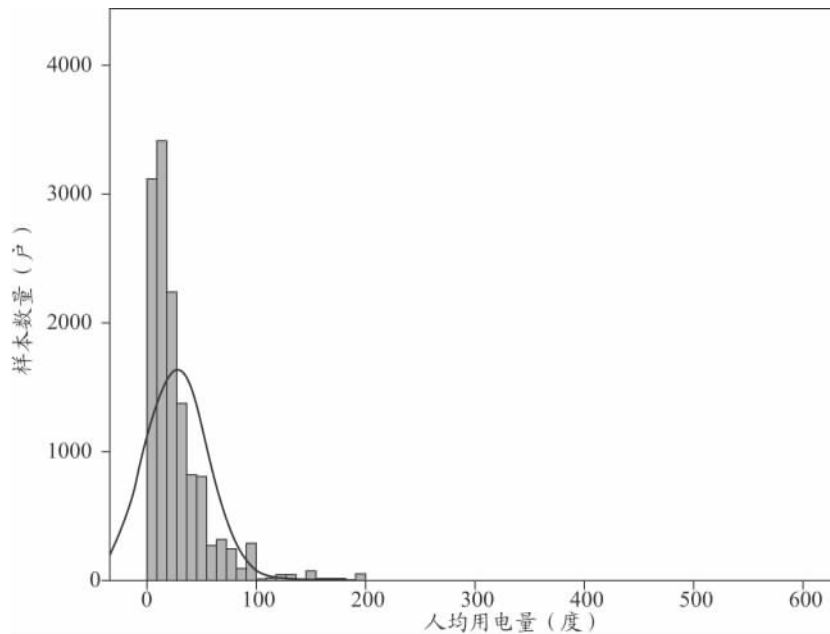


图3 家庭户人均用电量的直方图

Figure 3 The Histogram of Per Capital Household Electricity Usage



的。若按性别结构对家庭户进行分类,可以发现:完全由女性构成的家庭户的人均用电量为 49 度,大于完全由男性构成的家庭户的人均用电量 44 度。综上所述,就本文所用的样本数据而言,家庭户的人口年龄结构和性别结构对人均用电量有着明显的影响,这为下文的进一步研究提供了依据。

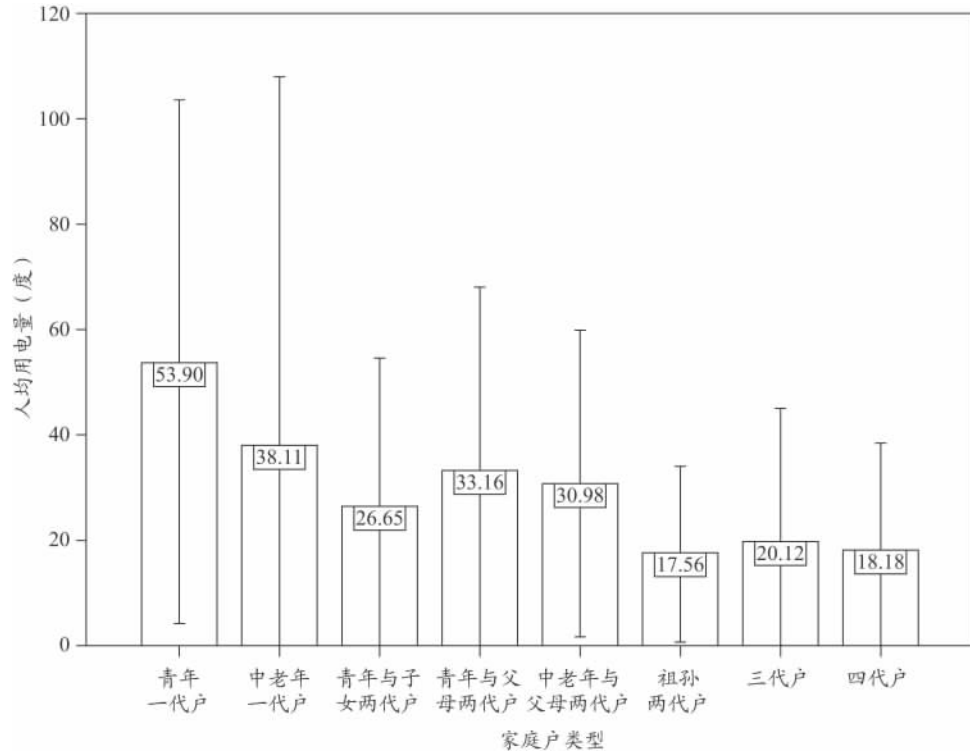
4.2 年龄性别模式的构建与分析

模型 1 和模型 2 分别是以 10 岁组和 5 岁组年龄性别指数变量构建的多元回归模型。根据表 1 所示的回归结果,模型 1 和模型 2 的 F 值都在 1% 的水平上显著,说明两个模型在整体上都是成立的,即以 CFPS 基线调查数据实证应用回归方法分解家庭户电力消费的年龄性别模式是可行的。 $R^2 = 0.10$ 表明年龄和性别因素能够解释不同家庭户之间人均用电量差异的 10%。模型 1 中所有 10 岁组的年龄性别指数变量在统计上都是显著的,模型 2 中除 50~54 岁和 60~64 岁女性组以外,其余 5 岁组的年龄性别指数变量在统计上也都是显著的,这说明几乎所有年龄性别组的成员规模都对家庭户人均用电量的大小有显著影响,具体分析如下:

(1) 不同年龄的家庭户成员对人均用电量的影响程度具有显著差异,呈现“倒 U 型”的年龄别模式。无论男性或女性,都呈现相同规律。根据模型 1 的回归系数,可以发现:家庭户中 30~39 岁的壮年人口增加对人均用电量的边际降低作用最小,20~29 岁的青年人口次之,少儿人口和老年人口的边际降低作用最大,40~59 岁的中年人口居中。模型 2 的结果基本相同。“倒 U 型”的年龄别模式表现如下:峰值年龄为 30~39 岁(模型 1)或 30~34 岁(模型 2),即青壮年人口用电最多,少儿人口和老年人口用电最少,40~59 岁的中年人口居中。青壮年人口是居家电力消费行为的实施主体,少儿人口的用电行为更多地依附于父母,而目前的中老年人相比青壮年而言,用电需求还较小,用电习惯也更节约。

图 4 不同年龄(代际)结构的家庭户人均用电量(均值与标准差)

Figure4 Per Capital Electricity Usage in Households with Different Age (Generation) Structure (Means and Standard Deviations)



注:图中的“青年”指年龄在40岁以下的人口,“中老年”指年龄在40岁及以上的人口。

数据来源:笔者通过CFPS基线调查的微观数据计算得到。

(2)男性和女性对人均用电量的影响程度也具有显著差异,呈现出“女高男低”的性别模式。无论模型1或模型2,家庭户中任何年龄段男性的增加对人均用电量的边际降低作用都明显大于相应年龄段的女性,说明在家庭户中男性的用电量总体上少于女性。在模型2中,25~29岁和30~34岁女性组的系数分别是极为接近于0(-0.00)和正数(1.28),所反映的边际降低作用由负转正的现象特别值得注意。不同于其它年龄性别组,家庭户中25~34岁女性人口的增加可能会增加该户的人均用电量,原因是该年龄组的女性由于子女年幼,通常承担着在家照护子女的主要责任,在家时间较长,居家劳务活动的用电频率较高。另外,男性和女性之间的差异随着年龄的增长而呈现扩大的趋势,即少儿人口中男孩和女孩并没有实质性差异,进入青年阶段,特别是中老年阶段后,男性和女性的差异逐渐明显。这和男女两性不同的法定退休年龄和劳动参与率模式有很大关系,任何年龄段的劳动参与率都是男性大于女性。差异最大的是50~59岁年龄组,男性的劳动参与率为85%,女性为58%,相差近30%。

(3)男性和女性的居家电力消费年龄别模式有所不同(见图5)。男性的用电量在30~34岁达到峰值后呈现逐渐下降的趋势,并在70岁及以上年龄组有略微的反弹,反弹的原因和退休以及行动能力减弱后常年在家的有关。女性的模式相对较为复杂,就模型1来看,在30~39岁达到峰值后,于40~49岁出现下降,但在50~59岁出现反弹,60~69岁保持稳定,70岁及以上年龄组再次下降;就模型2来看,虽然个别年龄组不显著,但基本特征相同,在30~34岁达到峰值后出现下降,但45岁后出现反弹,随后保持稳定并于70岁开始再次下降。在“女性模式”中,出现第一次下降的原因是子女长大、外

出求学后,女性得以在照护子女等家务中得到一定程度的解放,居家时间有所减少;出现反弹的原因是子女结婚生子后,女性正好到了50岁或55岁的退休年龄,又承担起照护孙辈的家务劳动而需要将大量时间分配在家;出现第二次下降的原因是年老后逐渐从照护孙辈的家务劳动中解放,与这些家务劳动相关的用电行为也在减少。

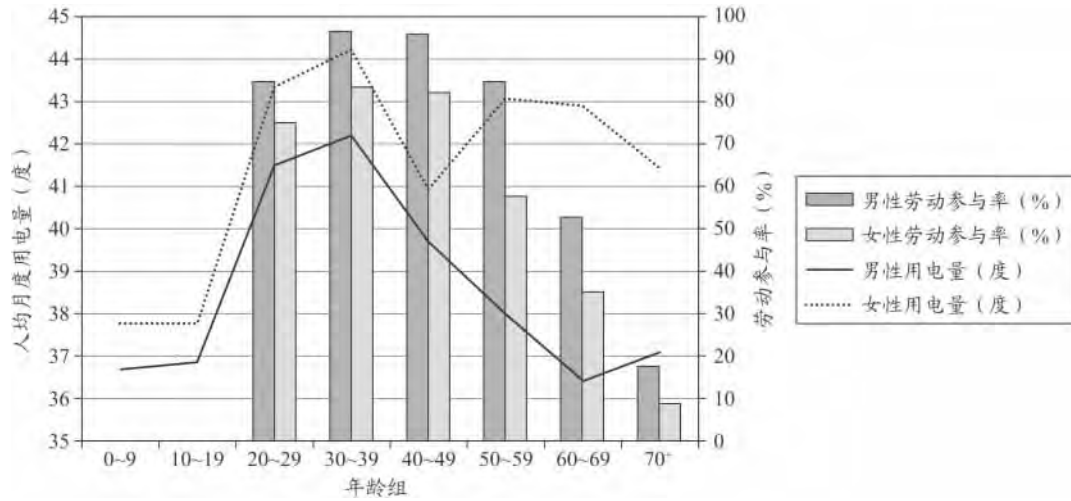
表1 分年龄性别的回归分解模型
Table 1 Regression Decomposition Models of Age-gender-specific Groups

模型 1		模型 2	
十岁组年龄性别指数变量	回归系数	五岁组年龄性别指数变量	回归系数
0~9岁,男性	-8.90 ^{***} (0.57)	0~4岁,男性	-8.32(0.79) ^{***}
10~19岁,男性	-8.70 ^{***} (0.57)	5~9岁,男性	-10.76(0.80) ^{***}
20~29岁,男性	-4.10 ^{***} (0.62)	10~14岁,男性	-8.71(0.79) ^{***}
30~39岁,男性	-3.38 ^{***} (0.75)	15~19岁,男性	-8.26(0.79) ^{***}
40~49岁,男性	-5.85 ^{***} (0.76)	20~24岁,男性	-5.26(0.81) ^{***}
50~59岁,男性	-7.50 ^{***} (0.79)	25~29岁,男性	-3.22(0.92) ^{***}
60~69岁,男性	-9.13 ^{***} (0.84)	30~34岁,男性	-2.74(0.99) ^{***}
70岁以上,男性	-8.49 ^{***} (0.85)	35~39岁,男性	-4.19(0.95) ^{***}
0~9岁,女性	-7.80 ^{***} (0.60)	40~44岁,男性	-5.16(0.92) ^{***}
10~19岁,女性	-7.83 ^{***} (0.55)	45~49岁,男性	-5.95(0.96) ^{***}
20~29岁,女性	-2.22 ^{***} (0.62)	50~54岁,男性	-7.09(1.00) ^{***}
30~39岁,女性	-1.33 [*] (0.82)	55~59岁,男性	-8.83(0.98) ^{***}
40~49岁,女性	-4.69 ^{***} (0.80)	60~64岁,男性	-8.45(1.04) ^{***}
50~59岁,女性	-2.50 ^{***} (0.82)	65~69岁,男性	-10.69(1.12) ^{***}
60~69岁,女性	-2.66 ^{***} (0.85)	70岁以上,男性	-8.43 ^{***} (0.86)
70岁以上,女性	-4.14 ^{***} (0.80)	0~4岁,女性	-8.79(0.86) ^{***}
常数项	45.58(0.69) ^{***}	5~9岁,女性	-8.27(0.86) ^{***}
有效样本	13230	10~14岁,女性	-7.76(0.78) ^{***}
F值	89.33 ^{***}	15~19岁,女性	-7.16(0.80) ^{***}
调整后的R ²	0.096	20~24岁,女性	-4.18(0.77) ^{***}
		25~29岁,女性	-0.00(0.09) [*]
		30~34岁,女性	1.28(0.84) [*]
		35~39岁,女性	-2.24(1.02) ^{**}
		40~44岁,女性	-4.89(0.98) ^{***}
		45~49岁,女性	-3.87(0.99) ^{***}
		50~54岁,女性	-1.58(1.05)
		55~59岁,女性	-3.29(0.98) ^{***}
		60~64岁,女性	-1.52(1.04)
		65~69岁,女性	-3.58(1.13) ^{***}
		70岁以上,女性	-4.14(0.80) ^{***}
		常数项	45.58(0.70) ^{***}
		有效样本	13230
		F值	49.63 ^{***}
		调整后的R ²	0.099

注:* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01 括号内的数值为回归系数的标准误。

图 5 居家电力消费和劳动参与率的年龄性别模式

Figure 5 Age-gender-specific Patterns of Residential Electricity Consumption and Labor Force Participation Rate



数据来源:用电量根据回归结果并按照公式(2)计算得到,劳动参与率来自于“六普”汇总数据。

注:劳动参与率是专属于16岁及以上人口的指标,故0~9岁和10~19岁年龄组没有该数据。

分年龄性别的回归分解模型表明,本文提出的假设是成立的,以往文献中存在的重要假设是值得商榷的。前述分析已说明:与其它年龄性别组不同,家庭户中25~34岁女性人口的增加可能会增加该户的人均用电量。对照两个亚假设,性别模式是与假设一致的,年龄别模式与假设不一致的原因可归结如下:(1)以往的研究只考虑户主年龄,而本研究将家庭户所有成员的年龄都考虑在内,这显然是更为合理的;(2)与国外研究的背景有所不同,中国的老年人口与青壮年人口在生活方式、用电习惯、节电观念等方面的代际差异明显大于欧美国家,故而即使老年人退休后常年在家,其用电强度和用电频率相对较低,人均用电量反而比青壮年人口少;(3)由于只有一个年份的数据,不同的年龄对应着不同的出生队列,年龄别模式中可能还隐含着队列因素的影响。

5 结论、讨论与政策建议

通过回归方程分解的方法来估算分年龄性别人口在家庭户中的用电量份额,进而分析家庭户电力消费的年龄性别模式,本文得出一个重要发现:家庭户中不同年龄性别的人口规模增加对人均用电量的影响不是同向的,与其它年龄性别的人口不同,25~34岁的女性人口增加对人均用电量具有特殊的正向效应,该群体是家庭户电力消费最重要的行为主体。此外,回归结果还表明:居家电力消费呈现“倒U型”的年龄别模式,青壮年人口用电最多,少儿人口和老年人口用电最少,40~59岁的中年人口居中;还呈现“女高男低”的性别模式,任何年龄组女性的用电量都大于男性,特别是退休以后女性的用电量显著提高,而男性的用电量显著降低,两者呈现出最大的差异。

当然,本研究依然存在值得进一步研究的问题:一是本文只用一个年度的数据来进行分析,无法将年龄别模式中隐含的队列效应进行分离。同时,也因此而无法验证所发现的年龄性别模式在不同时期的稳定性。二是研究中初步判断退休、劳动参与、居家时间长短、家务劳动分工等因素是形成年龄性别模式的重要基础,但还需要深入细致的研究。例如,家庭户电力消费中是否存在队列效应、退休效应?劳动参与率、居家时间长短、家务劳动分工对不同年龄性别人口的内在用电需求分别起什么作用?年龄性别模式在不同的时期是否稳定?这些问题都值得进一步研究。另外,不同家庭户之间人均用电量差异的剩余90%是本文研究中没有涉及的,这些影响因素包括气候类型、城乡居住地类

型、家庭户的住房特征、收入与生活特征等,下一步研究将继续分析综合考虑气候类型、城乡居住地类型、家庭户的住房特征、就业与收入特征等多种因素情况下的年龄性别模式,特别是将研究不同气候类型区年龄性别模式的共性和个性。

通过上述研究可以发现:虽然年龄和性别因素只能够解释不同家庭户之间人均用电量差异的10%,但家庭户的人口年龄和性别结构对居家电力消费的影响不可忽视。因此,为了实现节电减排、应对气候变化的宏观目标,在微观层面更好地制定和调整以人口(家庭户)为主体的相关政策,具有重要的战略意义。具体的政策建议如下:

(1)在制定阶梯电价等涉及家庭户电力消费的能源政策时,不仅要考虑城镇与农村、不同地区气候类型和收入水平的差别,还应将对家庭户常住人口规模、年龄和性别结构的考虑放在重要的位置。目前,阶梯电价实行过程中存在着如下的问题:人口规模大的家庭户人均用电量一般更少,相对较为节电,却因为总用电量较大,而可能反而要支付更高的单位电价,这显然有失公平。建议应优化阶梯电价机制,采用个人电力消费配额制度。首先确定不同年龄性别人口的个人电力消费配额,并与个人的身份证号码对应。然后根据家庭户出示身份证办理并经过审核的所有成员个人电力消费的累计配额,确定该户享受的第一档阶梯电量。如果家庭户成员发生变动,经过审核办理后,可以更改阶梯电量。

(2)在宣传节电减排政策时,应该更具重要人群的针对性,将20~39岁的女性和退休的女性作为宣传的重点。多数居家活动的用电行为都是这两个年龄组的妇女在实施的,其用电量最高。特别是25~34岁的女性,她们是家庭户电力消费最重要的行为主体。因此,应重点加强针对这两类人群的用电和节电知识宣传教育,提高其节电意识。

(3)居民电力消费的预测和规划应该充分考虑人口老龄化的影响。本文研究发现,老年男性的用电量很小,但老年女性的用电量很大。在未来老年人口快速增长的同时,进入老龄阶段的人口队列也在发生变化,未来的老年人生活方式将明显现代化、西方化,使用空调、电脑、电视等家用电器的强度和频率将明显提高,用电观念也将有所变化。随着大量的人口开始进入退休后居家时间明显增长的老龄生活,预计人口老龄化将大大增加居民电力消费量。

参考文献/References:

- 1 Abrahamse, W., and L. Steg. 2009. How do Socio-demographic and Psychological Factors Relate to Households' Direct and Indirect Energy Use and Savings? *Journal of Economic Psychology* 5:711-720.
- 2 Brounen, D., N. Kok, and J. Quigley. 2012. Residential Energy Use and Conservation: Economics and Demographics. *European Economic Review* 5:931-945.
- 3 Chen, F., G. Liu, and C. Mair. 2011. Intergenerational Ties in Context: Grandparents Caring for Grandchildren in China. *Social Forces* 2:571-594.
- 4 Dalton, M., B. O'Neill, A. Prskawetz, L. Jiang, and J. Pitkin. 2008. Population Aging and Future Carbon Emissions in the United States. *Energy Economics* 2:642-675.
- 5 Gary, A. 2013. China's Coal Rush Faces Conundrum. Greenpeace East Asia Publication 2013-12-02.
- 6 Hamza, N., and R. Gilroy. 2011. The Challenge to UK Energy Policy: An Ageing Population Perspective on Energy Saving Measures and Consumption. *Energy Policy* 39 (2):782-789.
- 7 Jiang, L., and B. O'Neill. 2007. Impacts of Demographic Trends on US Household Size and Structure. *Population and Development Review* 3:567-591.
- 8 Liu, J., G. Daily, P. Ehrlich, and G. Luck. 2003. Effects of Household Dynamics on Resource Consumption and Biodiversity. *Nature* 421 (6922):530-533.
- 9 Mankiw, G., and D. Weil. 1989. The Baby Boom, the Baby Bust and the Housing Market. *Regional Science and Urban*

- Economics 19: 235-258.
- 10 O'Neill, B., and B. Chen. 2002. Demographic Determinants of Household Energy use in the United States. *Population and Development Review* 28:53-88.
 - 11 O'Neill, B., B. Liddle, L. Jiang, K. Smith, S. Pachauri, M. Dalton, and R. Fuchs. 2012a. Demographic Change and Carbon Dioxide Emissions. *Lancet* 380 (9837):157-164.
 - 12 O'Neill, B., X. Ren, L. Jiang, and M. Dalton. 2012b. The Effect of Urbanization on Energy Use In India and China in the iPETS Model. *Energy Economics* 34:S339-S345.
 - 13 Raty, R., and A. Carlsson-Kanyama. 2010. Energy Consumption by Gender in Some European Countries. *Energy Policy* 38 (1):646-649.
 - 14 Sanchez, L. 2013. Understanding Energy Consumption in Mexico: An Age-Cohort-Period Cohort Analysis. IUSSP International Population Conference. Busan.
 - 15 Sanquist, T., H. Orr, B. Shui, and A. Bittner. 2012. Lifestyle Factors in U. S. Residential Electricity Consumption. *Energy Policy* 42:354-364.
 - 16 Tonn, B., and J. Eisenberg. 2007. The aging US Population and Residential Energy Demand. *Energy Policy* 1:743-745.
 - 17 Wiesmann, D., J. Azevedo, P. Ferrao, and J. Fernandez. 2011. Residential Electricity Consumption in Portugal: Findings from top-Down and Bottom-up Models. *Energy Policy* 5:2772-2779.
 - 18 北京大学中国社会科学调查中心. 中国民生发展报告 2012. 北京:北京大学出版社, 2012
Institute of Social Science Survey. 2012. China Family Panel Studies 2012. Beijing: Peking University Press.
 - 19 蒋耒文. 人口变动对气候变化的影响. *人口研究*, 2010; 1: 59-69
Jiang Leiwen. 2010. The Impacts of Demographic Dynamics on Climate Change. *Population Research* 1: 59-69.
 - 20 许琪. 子女需求对城市家庭居住方式的影响. *社会*, 2013; 3: 111-130
Xu Qi. 2013. The Influence of Children's Demand on Intergenerational Coresidence. *Society* 3: 111-130.
 - 21 赵晓丽, 李娜. 中国居民能源消费结构变化分析. *中国软科学*, 2011; 11: 40-51
Zhao Xiaoli and Li Na. 2011. Analysis of Structure Change in Chinese Civilian Energy Consumption. *China Soft Science* 11: 40-51.
 - 22 国家统计局. 中国经济年鉴 2013. 中国统计出版社 2013
NBS of China. 2013. China Statistical Yearbook 2013. China Statistical Press.

(责任编辑:沈 铭 收稿时间:2014-02)