

电价扭曲对居民消费的影响

谢里 伍婷 安莉莉*

摘要:中国电力价格存在一定程度的扭曲,深入探究居民电力价格扭曲对居民消费的影响,对于电力价格市场化改革、合理引导居民消费具有重要现实意义。本文以2006—2018年中国30个省、直辖市、自治区为样本,不仅测度了居民电力价格扭曲程度,还运用工具变量法系统考察了居民电价扭曲对居民消费水平及消费结构的影响。结果表明,中国各地区居民电力价格普遍存在负向扭曲,这一扭曲显著提高了居民消费水平,特别是提高了居民电力消费以及食品、衣着、生活用品及服务、交通通信、医疗保健五类非电力消费。与西部地区相比,东中部地区居民电价扭曲对居民消费水平及消费结构的影响效应更为显著。调节作用检验进一步表明,地区燃料要素价格与一般物价水平会对电价扭曲影响居民消费产生调节作用,高燃料要素价格与高物价水平将削弱居民电力价格扭曲对居民总体消费及分项消费的促进作用。

关键词: 电力价格扭曲; Ramsey定价; 电力消费; 消费结构; 调节作用

一、引言

电力作为现代化社会的重要能源,是居民日常生活的基本保障,与居民生活息息相关。长期以来,为促进社会公平与电力保障服务,我国政府价格主管部门通过行政手段为居民提供福利性低价电力,较低的居民电力价格在促进电力现代化能源消费普及与民生保障的同时,由于扭曲的电力价格难以真实反映居民电力供应成本与市场供求情况,严重阻碍了我国电力市场化进程。2015年3月,中共中央、国务院颁布《关于进一步深化电力体制改革的若干意见》

*谢里(通讯作者),湖南大学经济与贸易学院,湖南大学“碳达峰、碳中和”研究中心,邮政编码:410079,电子邮箱:xiexan@163.com;伍婷,湖南大学经济与贸易学院,邮政编码:410079,电子邮箱:wtjy0922@163.com;安莉莉,国网湖南省电力有限公司财务资产部,邮政编码:410004,电子邮箱:642263739@qq.com。

本文系国家自然科学基金面上项目“中国制造业协同集聚的生态环境效应:传导机制、实证检验与调控政策研究”(71573074)及国网湖南省电力有限公司管理咨询项目“2019年国网湖南电力电力用户接入价格问题研究”(SGHN0000CWWT1900553)的阶段性研究成果。作者感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

(中发[2015]9号),提出了“有序推进电价改革,理顺电价形成机制”的目标。2021年出台的“十四五”时期深化价格机制改革行动方案表明,我国要从继续推进输配电价改革,持续深化上网电价市场化改革,完善风电、光伏发电、抽水蓄能价格形成机制等方面部署电力价格改革。

现行中国居民电价虽未建立市场化价格机制,但福利性低价电力对释放民生红利、推进民生减负具有重要作用。较低的居民用电价格一定程度上能减轻居民支出压力、提高居民支付能力(林伯强等,2009),中国行政管制下的电力价格体系也提升了中国电力普遍服务水平(李虹等,2011)与居民福利水平(郑新业、傅佳莎,2015),这可能有利于释放居民消费潜能、提升居民消费水平。因此,在当前我国电力市场化改革的现实背景下,针对居民电力价格扭曲的消费效应展开研究具有很强的现实意义。我国长期行政干预下的居民电价扭曲对居民消费产生了何种影响?在消除电价扭曲、理顺定价机制的同时,电力市场化改革是否会制约居民消费?如何在深入电力市场化改革的进程中坚持保障民生,降低改革阻力?这一系列问题在我国新一轮电改中亟需解决。因此,本文针对电价扭曲对居民消费影响及内在机理的研究将对如何保证电力公共事业在促民生、稳社会的同时,发挥电力价格有效配置资源、合理引导居民消费的作用具有重要意义。

本文的贡献在于:一方面,结合居民用电部门的价格扭曲特征与消费者选择理论,从收入效应与替代效应两方面分析了居民电价扭曲影响居民消费的内在机理;另一方面,从多维视角实证探究了居民电力价格扭曲与居民消费之间的关系,既考察了电价扭曲对居民消费水平的总体影响,还细分居民消费类型,探究了居民电力价格扭曲是否会影响居民消费结构,并进一步讨论了上述关系是否会受到其他变量的调节作用。接下来的章节安排如下,第二部分综述已有研究且开展理论分析,第三部分是模型、变量的设计和数据来源与处理,第四部分是实证结果与分析,第五部分是稳健性检验与异质性分析,第六部分是调节作用检验,最后是结论与政策建议。

二、文献综述与理论分析

与本文密切相关的文献主要有三类,第一类研究聚焦于居民电力价格扭曲问题的识别。已有研究普遍认为,价格扭曲是市场经济体制不健全的发展中国家在经济转型过程中的普遍现象,其来源于政府干预、垄断经营等非市场性因素(Morrison, 1987; Wacziarg, 2002; 郝枫、赵慧卿, 2010)。电力作为现代社会生产生活重要的能源,竞争性的销售电价是市场化电力体制的重要组成部分。但是,出于稳定经济增长、保障民生、推动技术创新等目标,政府管制与电力补贴普遍存在于不同国家的电力行业中,导致电力价格存在扭曲,偏离市场化水平。林伯强等(2016a, 2016b)、叶泽等(2019)指出中国政府的电价管制中对居民电价实行了交叉补贴,不能真实反映电力成本,其实质是一种价格扭曲。Chattopadhyay(2004)认为居民用电补贴使

得印度居民电价低于供电成本,其主张在电力供应中引入市场竞争来减少价格扭曲、提高电力资源效率;唐要家和杨健(2014)实证发现中国政府价格管制会造成居民销售电价存在水平扭曲与结构扭曲,当时的电价政策缺失公平与效率;Komives等(2009)、Walker等(2016)等分别从居民电力补贴角度分析了墨西哥与巴基斯坦的居民电价扭曲问题;Brown等(2017)的研究也发现加拿大政府对零售电价的管制导致了价格扭曲与市场失灵。

第二类研究侧重于探究居民电力价格扭曲的影响,主要涉及居民福利水平、资源配置效率、生态环境污染三个方面。首先,部分学者认为居民电力价格扭曲能提高居民福利水平,林伯强等(2009)认为扭曲的居民电价一定程度上能够减轻居民支出压力进而提高居民福利;郑新业和傅佳莎(2015)则从“环境税”角度出发,认为低居民电价实际上是将高耗能产业征收来的环境税直接返还给了居民,由此增加了居民福利,实现了分配红利。其次,部分研究表明,稀缺资源在经济部门间的最优配置能够最大化社会产出与福利,而扭曲的电力价格将导致电力资源配置偏离最优资源配置状态,从而造成效率损失(俞秀梅、王敏,2020;Khalid & Salman, 2020)。最后,还有部分研究发现低电价将会降低居民采取节能措施的动机,失灵的价格信号无法有效发挥价格机制优化资源配置的作用,导致稀缺电力资源在居民消费端难以得到节约与高效利用,诱致电力过度消耗进而增加了电力生产污染物排放,从而恶化环境(Komives et al., 2009; Gelan, 2018)。周亚敏和冯永晟(2017)认为扭曲的电力价格无法有效发挥其控制碳排放与应对气候变化的功能,主张电力市场化改革应该让电价反映减排成本。

第三类研究涉及探讨居民电力价格扭曲与居民消费之间的关系。Athukorala等(2019)基于斯里兰卡家庭调查数据的研究发现,电力补贴导致的电价扭曲是影响居民电力消费需求的主要因素,在存在电力补贴的情况下,政府通过提高电价来降低社会电力消费的措施可能会失效;Buckley(2020)在对居民节电行为的研究中发现,向居民提供有关用电成本的信息可以显著减少家庭用电量,而扭曲的电力价格由于无法传递真实供电成本信息,不能有效激励居民采取节电行为。此外,李虹等(2011)发现取消电力补贴对低收入阶层居民生活的冲击较大,居民可能会动用医疗消费、教育消费等方面的结余来弥补电力等能源消费支出,证实电价的补贴或扭曲可能影响除电力消费之外的其他消费支出。

已有文献主要从政府规制行为、电力补贴等方面对电力价格扭曲问题展开研究,但在有关居民电力价格扭曲的消费效应问题上的探讨尚有不足,且研究多局限于电价扭曲对居民电力消费的直接影响,缺少对居民消费总水平、居民消费结构等方面的深入剖析,尚未形成相对完整的分析框架系统阐述居民电力价格扭曲与居民消费之间的关系及内在机理。事实上,消费者选择理论为居民电力价格扭曲的消费效应提供了基础模型框架,本文结合居民用电部门的价格扭曲特征发现,居民电力价格扭曲存在收入效应与替代效应两条机制影响居民消费。一方面,扭曲的居民用电价格通过改变居民实际收入或实际购买力来影响居民消费,体现为

收入效应。政府为稳民生、强保障制定的扭曲电价实际上优化了居民福利水平、减轻了居民的生活能源支出负担,居民实际收入与实际购买力得以提高,这将不仅影响居民电力消费,还可能推动居民提高总消费及其他分项消费。另一方面,扭曲的电力价格改变了电力与其他商品或服务之间的相对价格,改变了消费者的消费偏好,体现为替代效应。在满足效应水平不变的情况下,居民可能调整电力消费与非电力消费品之间的支出结构,进而对居民各类消费支出及消费结构造成影响。

因此,结合替代效应与收入效应两条影响机制,居民电力价格扭曲的消费效应不仅体现在居民消费水平层面,还存在于居民电力消费与非电力消费之间的消费结构层面。具体表现为:第一,对于居民电力消费,扭曲的居民电力价格将直接影响居民用电行为,进而影响电力消费;第二,对于居民非电力消费,居民电价扭曲对居民非电力消费的影响由收入效应与替代效应两条机制共同决定,其中,收入效应体现为居民实际收入与实际购买力的增加带来的消费扩大,而替代效应体现为扭曲电价下居民电力消费支出的增加引致的非电力消费替代或挤出;第三,对于居民消费总水平,扭曲的居民电力价格对居民消费总水平的影响是由扭曲电价对各类消费支出的影响效果共同决定。由此,居民电价扭曲对居民消费水平及消费结构可能存在影响,而影响方向及作用大小由收入效应与替代效应两条机制共同决定。

三、研究设计

(一)模型设定

在凯恩斯消费理论的基础上,本文引入居民电力价格扭曲程度的指标,设定如下基本计量模型考察居民电力价格扭曲的消费效应:

$$C_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 EPD_{it} + \gamma Control_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

其中, C_{it} 为第 i 个地区在第 t 年的居民消费水平, Y_{it} 为第 i 个地区在第 t 年的居民可支配收入水平, EPD_{it} 为第 i 个地区在第 t 年的居民电力价格扭曲程度, $Control_{it}$ 为控制变量, μ_{it} 为误差项。系数 β_1 衡量了居民收入水平对居民消费的影响,即通常意义上的边际消费倾向;系数 β_2 则衡量了居民电力价格扭曲对居民消费水平的影响。此外, C_{it} 除了可以表示居民总消费,也可以表示居民各分项消费,本文选择居民电力消费支出以及食品消费支出、衣着消费支出、居住消费支出^①、生活用品及服务消费支出、交通通信消费支出、教育文化娱乐消费支出、医疗保健消费支出七类非电力消费支出作为被解释变量进行回归,以进一步探究居民电力价格扭曲对居民消费结构的影响。

^①由于居住消费支出这一指标统计口径中包括房租、水、电、燃料、物业管理等方面的支出,为避免变量的重复性,本文居民人均居住消费支出这一指标中减去了居民人均电力消费支出额。

然而,模型(1)的设定可能存在一定内生性问题。例如,在我国电力供应需承担电力普遍服务职能的背景下,地理环境复杂、偏远、落后地区较高的供电建设成本将导致居民用电价格扭曲程度更大,而该地区受限于滞后的经济发展水平、相对有限的居民收入与消费环境,其居民消费往往也处于低水平,由此导致上述因果识别中存在样本自选择问题。为避免内生性问题导致回归结果存在偏误,本文在模型(1)的基础上采用工具变量估计,运用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归分析。选取地区平均销售电价与地区居民用电平均价格的差额来构造工具变量。

关于工具变量的选择,既要满足工具变量与内生变量高度相关,又要保证其足够的外生性。本文运用地区平均销售电价与地区居民用电平均价格的差额作为工具变量,主要有以下方面的考虑。从相关性上看,地区平均销售电价是地方电网在供应居民用电、一般工商业用电、大工业用电及其他各类用户的平均价格,反映的是一个地区不区分用电户的平均电价水平,由购电成本、输配电损耗、输配电价及政府性基金四个部分组成;地区居民用电平均价格是指地区电网企业对居民生活供电的平均价格。地区平均销售电价与居民用电平均价格的差额一定程度上可以表征政府电费补贴以及其它用电部门补贴居民用电而造成的资源错配程度,也体现了非居民电价对居民电价的补贴程度,从而与居民电力价格扭曲存在强相关性。从外生性来看,我国大部分电力用户的销售电价是经政府职能部门审批后执行,在政府定价为主的电价管理模式下,地区平均销售电价与地区居民用电平均价格这两类电价之间的差额难以直接影响居民用电行为与消费行为,满足工具变量的排他约束条件。

(二)变量说明

1.关键解释变量

本文关键解释变量为居民电力价格扭曲程度。较多研究运用一般均衡法(Fisher & Waschik, 2000)、生产函数法(余东华等, 2018)、参数化随机前沿分析法(蒋含明, 2013)等识别要素或产品价格扭曲。但是作为能源产品,电力具有公共服务特征、自然寡头与垄断特征(郑新业, 2018),导致其不能简单依据边际成本定价法则来确定价格水平。电力等自然垄断行业商品价格的制定应当既要满足社会福利不因垄断因素而受损,又要保障该类具有公共服务特征的行业在合理利润与一定效率下实现可持续发展。为确定地区居民合理电价及电价扭曲程度,本文首先以Ramsey(1927)、Baumol和Bradford(1970)、Maria(2004)等建立的Ramsey定价模型测算居民电价,进而运用价差法测算得出地区居民电力价格的扭曲程度。Ramsey定价模型本质上是受管制自然垄断企业按最有效率的定价方式在最小利润约束下实现社会福利最大化,Ramsey居民电力价格应当符合下列优化问题:

$$MAX(PS + CS) = \left[P(q) \times q - \int_0^q MC(q) dq \right] + \left[\int_0^q P(q) dq - P(q) \times q \right] \quad (2)$$

$$\text{s. t. } \pi = P(q) \times q - C(q) \geq 0 \quad (3)$$

其中, PS 代表生产者剩余, CS 代表消费者剩余, 二者之和为社会福利水平; $P(q)$ 为地区居民电力反需求函数, $MC(q)$ 为居民供电边际成本函数, $C(q)$ 为居民供电总成本函数, 三者由地区居民电力消费量 q 决定。综合上述优化问题(2)、(3)式的目标函数与约束条件, 构建拉格朗日函数并对 q 进行一阶求导, 即可得出合理的 Ramsey 居民电力价格 p^* 应满足如下(4)式:

$$\frac{p_r^* - MC}{p_r^*} = \frac{1}{\varepsilon} \times \frac{\lambda}{1 + \lambda} = \frac{R}{\varepsilon} \quad (4)$$

其中, ε 为居民电力需求价格弹性, λ 为上述优化问题的拉格朗日乘子, 令 $\lambda/1 + \lambda$ 等于拉姆齐指数 R 。借鉴 Maria (2004) 的思路, 假定居民电力需求价格弹性为常数 ε , 那么 ε 应满足 $q = k \cdot p^{-\varepsilon}$, k 为常数项, 综合(3)式与(4)式的最优解方程, 即可得到(5)式中 Ramsey 电价 p_r^* 与居民供电固定成本 F 之间的关系:

$$F = (p_r^* - MC) \times q = \frac{k \cdot R}{\varepsilon} \times \left(\frac{MC \cdot \varepsilon}{\varepsilon - R} \right)^{1-\varepsilon} \quad (5)$$

联立上述(4)、(5)式以及弹性公式, 即可通过求解最优化问题得出符合次优定价标准的 Ramsey 居民电价 p_r^* 。基于上述推导过程, 本文运用 MATLAB 软件求解(3)式与弹性公式中的非线性方程即可估算得出 k 值与拉姆齐价格指数 R 。由于我国已逐步实现厂网分离, 且发电市场的竞争性比电网市场更高, 因此采用地区平均上网电价作为供电边际成本近似替代; 对于居民电力需求价格弹性, 考虑到我国居民电价在价格主管部门决策下所体现的强外生性, 本文借鉴刘自敏等(2020)在不变弹性需求函数形式的基础上运用似不相关回归方法(SUR)测算得出居民用电弹性系数; 由于地区居民供电固定成本^①数据的局限性, 本文采用各地区各年份电力、热力生产和供应业的固定资产折旧费用、管理费用、销售费用经济指标近似计算得出地区总固定成本, 以居民用户与其他用户 1.5:1 的比例计算得出居民供电固定成本, 并参照金祥荣等(2019)的做法, 删除了 10 个不符合会计准则的极端值样本。

将求解得出的拉姆齐指数 R 带入(4)式, 计算得出各地区在各期的 Ramsey 居民电价 p_r^* , 随后借鉴林伯强等(2009)等运用的价差法, 得到地区居民电力价格扭曲指标, 如式(6)所示, 其中 p_r^* 为测算得出的地区居民理想 Ramsey 电力价格, p 为地区实际居民用电平均价格:

$$EPD = |p_r^* - p| \quad (6)$$

在此基础上, 本文测算了 2006 年至 2018 年期间我国除西藏自治区、香港特别行政区、澳门特别行政区和台湾省以外的 30 个省、直辖市、自治区的居民电价扭曲程度。从测算结果上来看, 我国普遍存在居民电力价格负向扭曲的现象, 这与现有研究的结论相一致(唐要家、杨

^①依据李瑜敏等(2020)认为居民供电成本一般是工业等其他用户供电成本的 1.5~2 倍, 本文在此基础上匡算地区居民供电固定成本。

健,2014;叶泽等,2017)。其中,北京市、天津市、河北省、山西省、内蒙古自治区、辽宁省、吉林省、黑龙江省、上海市、江苏省、浙江省、安徽省、福建省、山东省、湖北省、湖南省、广东省、广西壮族自治区、重庆市、四川省、贵州省、云南省、陕西省这些地区的实际居民用电平均价格低于 Ramsey 居民电价,说明在我国几乎全部的东中部地区(除海南省、江西省、河南省以外)与部分西部地区,居民用电实际价格的确存在负向扭曲,而在甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区等少部分省份中并未出现明显的居民电价负向扭曲情况,究其原因,这些地区较低的上网电价与相对较高的终端电价可能导致居民实际用电价格高于反映成本的 Ramsey 价格,从而存在居民电价正向扭曲问题。具体而言,我国西部地区电力资源丰富,低发电成本使得地区平均上网电价处于低水平,比较我国 2006—2018 年各省份平均上网电价,甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区四省份上网电价均低于全国平均上网电价,2010 年青海省、新疆维吾尔自治区、甘肃省、宁夏回族自治区平均上网电价分别为 214.69 元/千千瓦时、251.32 元/千千瓦时、265.97 元/千千瓦时、271.87 元/千千瓦时^①,是我国平均上网电价最低的四个地区,2017 年这四个省份上网电价仍排名末位。但对比居民用电终端销售电价,2017 年,甘肃省、新疆维吾尔自治区居民用电价格分别居于全国第 11、14 位,明显高于北京市、天津市、江苏省、山西省等东中部地区。这类地区低上网电价、高居民用电价格的特征使得居民实际用电价格高于理想电价,导致其与其他地区普遍存在的负向扭曲现象有所差异。但从全国整体上来看,考虑到甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区的经济体量较小、居民人口占比与居民用电占比也相对较低,我国整体上仍普遍性的存在居民电价负向扭曲情况。

2. 控制变量

本文除了控制影响居民消费的决定性因素居民可支配收入 (*Income*) 外,还控制了影响居民消费的政策因素、人口因素与气候环境因素等变量。这主要包括行政性市场进入壁垒 (*Eentbar*)、民生性财政支出 (*Fiscexp*)、居民受教育程度 (*Edu*)、老年抚养比 (*Odr*)、人口性别结构 (*Gender*)、地区气温水平 (*Temperature*)。政策因素层面上,行政性市场进入壁垒 (*Eentbar*) 是国家利用行政权力干预经济活动的表现之一,我国电力行业具有典型行政干预特征,行政性进入壁垒约束市场价格竞争将影响居民消费,本文以地区国有经济比重来表征(吴振宇、张文魁,2015);民生性财政支出 (*Fiscexp*) 体现了政府在医疗、教育、社会保障等方面的民生保障工作,对居民消费增长具有重要影响,运用地区财政教育支出、社会保障支出、医疗卫生支出三个项目之和得出的人均民生性财政支出表示。人口层面上,受教育水平、年龄结构、性别结构是影响居民消费水平的重要因素(付波航等,2013;邱俊杰、李承政,2014),本文运用 6 岁及 6 岁以上人口中高中学历以上人口比重反映地区居民受教育程度 (*Edu*),以 65 岁及以上人口占地区劳

^①数据来源:Wind 数据库以及国家电监会、国家能源局发布的《年度电价执行情况监管报告》《全国电力价格情况监管通报》。

动年龄人口的比重反映地区老年抚养比(*Odr*),以男女性别比(女=100)反映地区性别结构(*Gender*)。除收入因素、政策因素、人口因素会影响居民消费外,外生的气候环境也可能影响居民消费,尤其是影响电力等能源商品以及价格易随气候条件变化的商品消费,参照沈小波(2014)等研究,本文运用各省份省会城市的年均气温数据衡量各省份气温水平(*Temperature*)。

3.调节变量

为考察居民电力价格扭曲对居民消费水平及消费结构的影响是否受到其他因素的调节作用,本文在研究框架中进一步引入地区燃料要素价格(*Fuel*)与一般物价水平(*Cpi*)作为调节变量,以燃料零售价格指数反映地区燃料价格,以消费者价格指数反映地区一般物价水平,在扩展模型(5)—(6)中检验二者是否会对居民电价扭曲影响居民消费产生调节作用。

(三)数据来源及描述性统计

本文选取2006—2018年我国除西藏自治区、香港特别行政区、澳门特别行政区及台湾省以外的30个省、直辖市、自治区的相关数据作为研究样本,探究居民电力价格扭曲的消费效应。在各变量中,居民人均可支配收入、居民人均消费支出及各分项消费支出、居民受教育程度、人口老年抚养系数、人均民生性财政支出、国有控股工业企业资产总计及其占比以及价格指数数据均来自于《中国统计年鉴》,气温数据来源于《中国气象年鉴》。由于2013年之前我国未开展城乡一体化住户收支与生活状况调查,2013年之前的收入与消费数据均由城镇与农村数据加权得出^①;针对2006年地区民生财政数据缺失的问题,借鉴肖作平和尹林辉(2014)等学者的处理,计算年平均增长幅度补齐2006年缺失数据。对于各地区电力行业相关数据,电力、热力生产和供应业主要经济指标来源于《中国工业统计年鉴》,各省份地区居民电力消费数据来源于《中国城市统计年鉴》,由省内各城市居民电力消费量汇总得出;地区居民用电平均价格、地区平均销售电价、地区平均上网电价数据均来源于Wind数据库以及国家电监会、国家能源局发布的《年度电价执行情况监管报告》《全国电力价格情况监管通报》公开文件。其中,本文上网电价采用分省平均上网电价,不区分不同发电机组,2006—2010年数据来源于Wind数据库,2010年以后的上网电价数据运用各省份平均销售电价(不含政府基金及附加)与各省份平均购销差价(输配环节电价)计算得出^②;由于河北省电力供应分为北网、南网,

①2013年以前我国城乡居民收入统计是按城乡分别进行的,其中对农村居民按纯收入统计,城镇居民按可支配收入统计,纯收入与可支配收入虽口径存在差异,但二者统计内容基本接轨,相差较小,本文分别以城镇人口占比和农村人口占比作为权重加权得出地区居民收入水平。具体公式为:地区人均收入=(农村人均收入×农村人口+城镇人均收入×城镇人口)/地区城乡总人口。

②地区平均销售电价是由购电成本(上网电价)、输配电损耗、输配电价及政府性基金四个部分组成,在地区上网电价原始数据缺失较多年份的情况下,本文基于销售电价的组成构造以及现有公布数据进行测算,即对于缺失年份的上网电价数据,本文运用各省份平均销售电价(不含政府基金及附加)与各省份平均购销差价(输配环节电价)之差计算得出。

内蒙古自治区电力供应分为蒙东、蒙西不同电网运营,该两省电力相关数据均由省内两大电网数据取均值替代。此外,上述数据中少量缺失数据运用移动平均法、插值法补齐,并对居民人均可支配收入、居民人均消费支出及各分项支出、地方人均民生性财政支出绝对变量以2006年为基期进行平减处理。变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量描述性统计

变量	定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>C_total</i>	人均消费支出(元)	390	6554.0	3244.7	3060.5	19860.5
<i>C_electricity</i>	人均电力消费支出(元)	390	70.9	61.8	6.1	340.2
<i>C_nonelectricity</i>	人均非电力消费支出(元)	390	6252.6	3023.3	2938.8	19065.6
<i>C_food</i>	人均食品消费支出(元)	390	2211.5	939.7	1193.2	5975.2
<i>C_clothes</i>	人均衣着消费支出(元)	390	553.4	237.3	205.9	1594.0
<i>C_living</i>	人均居住消费支出(元)	390	1003.0	911.3	335.1	6610.1
<i>C_equipment</i>	人均生活用品及服务消费支出(元)	390	393.0	196.6	154.5	1231.6
<i>C_TfansCom</i>	人均交通通信消费支出(元)	390	862.8	512.9	301.6	2799.5
<i>C_CulTeach</i>	人均文教娱乐消费支出(元)	390	744.5	435.7	299.2	2385.2
<i>C_Medical</i>	人均医疗保健消费支出(元)	390	484.4	218.7	146.2	1578.6
<i>EPD</i>	居民电力价格扭曲程度(元/千千瓦时)	380	121.6	199.9	0.1	2365.2
<i>Pricegap</i>	平均销售电价-居民用电价平均价格	390	34.7	85.6	-155.1	282.1
<i>Income</i>	人均可支配收入(元)	390	14231.8	8347.1	3942.5	50843.1
<i>Eentbar</i>	行政性进入壁垒(%)	390	50.4	17.5	14.0	83.6
<i>Fiscexp</i>	人均民生性财政支出(元)	390	2669.7	1542.1	596.9	9457.6
<i>Edu</i>	受教育程度(%)	390	27.2	9.9	9.1	68.6
<i>Odr</i>	老年抚养系数(%)	390	13.3	2.8	7.4	22.7
<i>Gender</i>	性别比(女=100)	390	104.6	3.8	94.9	120.4
<i>Temperature</i>	年平均温度(℃)	390	14.6	5.0	4.3	25.4
<i>Fuel</i>	燃料要素价格(2006年=100)	390	130.8	18.3	100.0	172.6
<i>Cpi</i>	一般物价水平	390	189.0	65.3	100.0	355.4

四、实证结果分析

(一)居民电力价格扭曲与居民消费水平

根据上文基准模型,本文首先探究居民电力价格扭曲对居民消费水平的影响,表2以人均消费支出(*C_total*)为被解释变量,汇报了运用普通最小二乘法(OLS)与工具变量两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归的结果。第(1)一(3)列报告了OLS估计结果,其中,第(1)列是仅加入影响居民消费的重要因素居民可支配收入(*Income*)变量的回归结果,居民电力价格扭曲(*EPD*)系数显著为正;在模型中逐步加入影响居民消费水平的政策因素(*Eentbar*、*Fiscexp*)、人口因素(*Edu*、*Odr*、*Gender*)与气候环境因素(*Temperature*)变量后,第(2)、(3)列结果表明居民

电力价格扭曲的影响系数随着控制变量的加入逐步变小,但回归系数依然显著为正,从而说明地区居民电力价格扭曲对居民消费水平具有显著的推动作用。

表2 居民总消费水平回归结果

被解释变量	OLS			2SLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>C_{total}</i>						
<i>EPD</i>	3.433*** (4.69)	2.944*** (4.61)	1.123** (2.00)	12.280*** (3.60)	7.551*** (4.17)	5.194*** (2.70)
<i>Income</i>	0.296*** (16.62)	0.475*** (15.86)	0.391*** (13.69)	0.241*** (8.54)	0.416*** (11.09)	0.388*** (11.69)
<i>Eentbar</i>		32.934*** (5.16)	29.949*** (5.14)		14.148* (1.77)	20.673** (2.51)
<i>Fiscexp</i>		-1.038*** (-7.75)	-0.973*** (-7.68)		-0.923*** (-6.34)	-0.866*** (-5.81)
<i>Edu</i>			115.533*** (6.60)			65.312** (2.17)
<i>Odr</i>			-260.442*** (-8.63)			-227.485*** (-7.05)
<i>Gender</i>			-76.400*** (-3.91)			-70.663*** (-3.42)
<i>Temperature</i>			93.330*** (5.43)			92.561*** (4.24)
常数项	1920.486*** (9.70)	549.585 (1.21)	8879.013*** (4.23)	1628.576*** (5.83)	1460.509*** (2.70)	8951.124*** (4.30)
样本量	380	380	380	380	380	380
Adj. R ²	0.716	0.780	0.854	0.439	0.711	0.808
一阶段回归结果						
<i>Pricegap</i>				0.767*** (0.225)	1.093*** (0.261)	0.793*** (0.192)
Wald F-stat				11.627	17.501	17.097
DWH Test				20.841***	17.160***	7.775***

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平下显著,括号内为稳健标准误。下表同。

尽管 OLS 模型中加入了一系列控制变量,但仍可能因遗漏变量偏误、样本自选择等内生性问题导致有偏估计,本文进一步将地区平均销售电价与地区居民用电平均价格的差额 (*Pricegap*) 作为居民电力价格扭曲 (*EPD*) 的工具变量,运用 2SLS 进行回归。如表 2 第 (4)–(6) 列所示,居民电力价格扭曲 (*EPD*) 的系数在 1% 显著性水平上仍然为正,说明居民电力价格扭曲对居民总消费具有显著的正向影响,但与 OLS 的回归结果相比,2SLS 中核心解释变量回归系数更大,表明潜在的内生性问题一定程度上低估了居民电力价格扭曲对居民消费水平的推动作用。2SLS 一阶段回归结果显示,工具变量 (*Pricegap*) 的系数在 1% 以内的显著性水

平上为正,说明工具变量(*Pricegap*)与内生解释变量居民电力价格扭曲(*EPD*)存在较强的相关性,两类电价的差额越大,居民电力价格扭曲程度越高,这一结果论证了上文工具变量的相关性表述。另外,一阶段弱工具变量检验结果显示,Kleibergen-Paap rk Wald F统计量均大于Staiger和Stock(1997)提出的10的经验准则值,从而拒绝模型存在弱识别的问题。DWH(Durbin-Wu-Hausman)内生性检验值分别为20.841、17.160、7.775,均可在1%水平上拒绝居民电力价格扭曲是外生变量的假设。因此,综合表2第(4)一(6)列的回归结果与相关检验,居民电力价格扭曲对居民消费水平具有显著的促进作用,选用上述工具变量估计居民电力价格扭曲对居民消费水平的影响是合适且必要的。

对于其他控制变量,居民可支配收入与居民消费呈显著正相关。从政策因素上来看,行政性进入壁垒(*Eentbar*)与民生性财政支出(*Fiscexp*)的系数均显著,说明政府的市场干预行为与民生财政建设会显著影响居民消费。其中,地区行政性进入壁垒与居民消费水平呈正相关关系,其原因可能在于,政府设置行政性进入壁垒的行业多为电力供应、通信、邮政和石油等公共事业,其目的在于维护社会公共整体利益、避免这类自然垄断行业重复建设导致效率损失(茅铭晨,2007),行政性进入壁垒有利于提高社会净福利水平,进而对居民消费水平产生促进作用。地区民生性财政支出与居民消费水平呈负相关关系,究其原因,社会保障和福利制度的改革使得消费者做出增加储蓄、防患未来的反应,从而削弱了现期消费(冉光和等,2012)。另外,政府民生财政支出来源于一般公共预算中的税收收入,我国以间接税为主的税收结构通过税负转嫁机制提高了商品与劳务价格,进而可能抑制了居民消费(洪源等,2017)。从人口因素上来看,相关控制变量的系数均符合预期,居民受教育程度(*Edu*)对居民消费水平具有显著正向影响,人口老年抚养系数(*Odr*)与性别比(*Gender*)的回归系数显著为负,说明人口结构中老年人口比重与男性人口比重越高,居民消费水平越低,上述结果与大多数有关人口因素与居民消费关系的研究结论一致。最后,从地区平均气温(*Temperature*)这一控制变量的回归系数来看,较高的气候温度可能导致居民扩大消费支出。

(二)居民电力价格扭曲与居民消费结构

上述分析表明,居民电力价格扭曲对居民消费水平具有显著促进作用,本部分进一步实证探究居民电力价格扭曲对居民消费结构的影响,尤其是检验居民电力价格扭曲是否会改变居民电力消费以及调整居民电力消费与各非电力消费之间的支出结构。

表3汇报了分别以人均电力消费支出(*C_electricity*)与人均非电力消费支出(*C_nonelectricity*)为被解释变量,运用2SLS进行估计的结果。从第(1)一(3)列回归结果来看,居民电力价格扭曲对居民电力消费具有显著的促进作用,地区居民用电价格的扭曲程度越高,居民人均电力消费支出越高。究其原因,正如上文各地区居民电力价格扭曲程度的测算结果及相关文献结论所示,中国居民用电价格普遍存在负向扭曲现象,无法反映成本信息的居民电价

不能有效发挥价格在资源配置中的作用,行政电力管理下普遍偏低的用电价格难以引导居民合理电力消费与节能减排,直接扩大了居民电力消费量,进而导致扭曲程度越高的地区居民电力消费支出越高。第(4)—(6)列报告了以居民人均非电力消费支出($C_nonelectricity$)为被解释变量进行2SLS回归的结果,人均非电力消费支出是指在居民日常消费支出中除电力消费外的食品、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、文化娱乐、医疗保健七类消费的支出总和。回归结果表明,居民电力价格扭曲对非电力消费支出的系数也显著为正,说明居民电力价格的扭曲不仅会扩大居民电力消费,对居民非电力消费也具有一定的促进作用。

表3 居民电力消费与非电力消费回归结果

被解释变量	$C_electricity$			$C_nonelectricity$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EPD	0.354*** (3.52)	0.208*** (4.03)	0.089* (1.80)	10.894*** (3.53)	6.572*** (4.03)	4.340** (2.50)
$Income$	0.002*** (3.16)	0.007*** (7.50)	0.005*** (6.63)	0.231*** (8.90)	0.391*** (11.62)	0.364*** (12.37)
$Eentbar$		0.173 (0.91)	0.586*** (3.20)		13.052° (1.79)	19.755*** (2.60)
$Fiscexp$		-0.024*** (-6.93)	-0.023*** (-6.22)		-0.846*** (-6.48)	-0.787*** (-5.81)
Edu			2.892*** (3.12)			61.041** (2.25)
Odr			-3.629*** (-3.76)			-207.371*** (-7.10)
$Gender$			-1.139° (-1.77)			-66.478*** (-3.48)
$Temperature$			3.184*** (5.73)			89.418*** (4.57)
常数项	-3.453 (-0.42)	4.903 (0.39)	61.091 (0.95)	1637.086*** (6.52)	1477.206*** (2.96)	8384.396*** (4.32)
样本量	380	380	380	380	380	380
Adj. R^2	-0.390	0.341	0.647	0.475	0.729	0.820

一阶段回归结果

$Pricegap$	0.767*** (0.225)	1.093*** (0.261)	0.793*** (0.192)	0.767*** (0.225)	1.093*** (0.261)	0.793*** (0.192)
Wald F-stat	11.627	17.501	17.097	11.627	17.501	17.097
DWH Test	28.168***	19.694***	3.508°	19.018***	14.409***	5.594**

为进一步考察居民电力价格扭曲对居民各分项非电力消费的影响,本文分别以人均食品消费支出(C_food)、人均衣着消费支出($C_clothes$)、人均居住消费支出(C_living)、人均生活用品及服务消费支出($C_equipment$)、人均交通通信消费支出($C_TfansCom$)、人均文教娱乐消费支出($C_CulTeach$)、人均医疗保健消费支出($C_Medical$)为被解释变量,对七类细分消费项目进行2SLS估计。如表4回归结果所示,居民电力价格扭曲对食品、衣着、生活用品及服务、交通通信、医疗保健这五类非电力消费具有显著的促进作用,而对居住消费与文教娱乐消费影响不显著;从各回归系数大小来看,居民电力价格扭曲对食品、衣着、交通通信这三类消费促进作用更大,而对医疗保健、文教娱乐两类消费的促进作用相对较小。上述结果表明,居民电力价格扭曲的确改变了居民消费结构,这一扭曲会提高居民除电力消费外的其他分项

表4 居民分项消费回归结果

被解释变量	C_food	$C_clothes$	C_living	$C_equipment$	$C_TfansCom$	$C_CulTeach$	$C_Medical$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
EPD	2.32*** (2.75)	0.91*** (4.17)	-0.76 (-1.15)	0.34*** (2.97)	0.92*** (2.59)	0.31 (1.26)	0.30** (2.40)
$Income$	0.10*** (7.64)	0.02*** (6.09)	0.12*** (6.97)	0.02*** (8.20)	0.05*** (9.97)	0.04*** (10.20)	0.02*** (8.67)
$Eentbar$	1.54 (0.47)	-1.38 (-1.63)	15.54*** (4.47)	0.64 (1.42)	-1.46 (-1.14)	3.45*** (3.24)	1.42** (2.54)
$Fiscexp$	-0.31*** (-5.35)	-0.08*** (-5.98)	-0.08** (-2.36)	-0.04*** (-4.05)	-0.10*** (-3.96)	-0.14*** (-6.69)	-0.02*** (-2.91)
Edu	12.68 (0.95)	6.20** (1.98)	0.39 (0.05)	7.45*** (4.30)	7.89 (1.27)	19.28*** (4.15)	7.15*** (3.81)
Odr	-76.56*** (-5.22)	-10.71*** (-2.75)	-35.65** (-2.57)	-9.85*** (-4.60)	-42.46*** (-6.82)	-28.89*** (-6.23)	-3.25 (-1.47)
$Gender$	-15.46 (-1.56)	-5.79** (-2.26)	-9.26 (-0.86)	-4.10*** (-2.85)	-8.54** (-2.17)	-16.90*** (-5.21)	-6.42*** (-4.15)
$Temperature$	49.08*** (5.18)	-13.21*** (-4.56)	28.12*** (3.28)	7.02*** (4.46)	11.00*** (2.68)	13.08*** (5.04)	-5.66*** (-3.72)
常数项	2867.99*** (2.91)	1257.29*** (5.16)	-119.24 (-0.11)	451.23*** (3.06)	1420.37*** (3.58)	1717.21*** (5.21)	789.55*** (5.34)
样本量	380	380	380	380	380	380	380
Adj. R ²	0.564	0.494	0.666	0.778	0.738	0.782	0.795
一阶段回归结果							
$Pricegap$	0.79*** (0.19)	0.79*** (0.19)	0.79*** (0.19)	0.79*** (0.19)	0.79*** (0.19)	0.79*** (0.19)	0.79*** (0.19)
Wald F-stat	17.097	17.097	17.097	17.097	17.097	17.097	17.097
DWH Test	8.506***	23.176***	1.031	6.421**	4.834**	0.299	7.803***

消费,我国扭曲居民用电价格释放的红利对居民衣、食、行这类消费起到了更明显的改善作用,也一定程度上优化了居民在家庭设备用品及服务、医疗保健方面的物质生活享受消费。相较而言,由于我国住房市场存在投机性与价格波动性,居民居住消费受到电力价格扭曲这类因素的影响作用相对有限,而居民文教娱乐这一消费是以追求个人更高发展为目的的消费需求,居民此类消费对用电价格的敏感性可能较低,从而导致居民电力价格扭曲对文教娱乐消费的促进作用不显著。

综合表2、表3与表4基准回归结果,居民电力价格扭曲(*EPD*)对居民总消费、电力消费、非电力消费及相关分项消费的系数均显著为正,说明电价扭曲不仅显著提高了居民消费总水平,还对居民电力消费与非电力消费及分项消费均存在促进作用。因此,结合上文理论分析中收入效应机制与替代效应机制来看,收入效应在居民电价扭曲影响居民消费的作用机制中占据了主导地位,负向扭曲的居民电价改善了居民实际收入与实际购买力,对居民消费释放了红利,提升了居民消费。鉴于没有显著证据证实居民电价扭曲会挤出相关消费支出,表明我国长期以来扭曲的居民电力价格虽滞后电力市场化进程,但政府定价管理下为稳民生、促保障的扭曲电价的确起到了优化居民福利、刺激居民消费的作用。

五、稳健性检验与异质性分析

(一) 稳健性检验

为确保研究结果的稳健性,本文进一步从剔除测算极端值、增加控制变量、替换核心解释变量参数以及排除控制变量内生影响四个方面进行稳健性检验。为保证结果的可比性,稳健性检验均以基准模型为基础,运用上文同一工具变量(*Pricegap*)进行2SLS回归。

1. 剔除测算极端值

考虑到居民电力价格扭曲这一指标测算上的误差可能导致实证结果存在偏误,本文剔除了居民电力价格扭曲程度最大和最小1%的样本数据。回归结果如表5所示,第(1)列表明居民电力价格扭曲在1%显著性水平上对居民消费总水平具有正向促进作用;第(2)—(3)列表明居民电力价格扭曲对居民电力消费与非电力消费均具有显著正向促进作用;在对各分项非电力消费的回归中,第(4)—(10)列表明居民电力价格扭曲对食品、衣着、生活用品及服务、交通通信、医疗保健五类消费的促进作用十分显著,而对居住消费与文教娱乐消费影响并不显著,各估计系数的符号均与基准回归结果一致,且通过工具变量相关检验,进一步证明了估计结果的可靠性。

2. 增加控制变量

考虑到地区产业结构特征可能影响居民消费,以及工商业用电部门对居民用电存在交叉补贴的问题,本文进一步在模型中添加工业增加值占比(*Industry*)与第三产业增加值占比

表5 剔除测算极端值的检验结果

被解释变量	<i>C_total</i>	<i>C_electricity</i>	<i>C_nonelectricity</i>	<i>C_food</i>	<i>C_clothes</i>	<i>C_living</i>	<i>C_equipment</i>	<i>C_TfansCom</i>	<i>C_CulTeach</i>	<i>C_Medical</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>EPD</i>	6.98*** (3.15)	0.13** (2.26)	5.88*** (2.90)	3.13*** (3.09)	1.10*** (4.55)	-0.84 (-10.01)	0.43*** (3.35)	1.24*** (2.90)	0.47 (1.57)	0.35** (2.48)
<i>Income</i>	0.39*** (11.31)	0.01*** (6.81)	0.36*** (11.99)	0.10*** (7.48)	0.02*** (5.70)	0.12*** (6.97)	0.02*** (8.05)	0.05*** (10.25)	0.05*** (10.55)	0.02*** (8.31)
<i>Eentbar</i>	18.52** (2.15)	0.52*** (2.67)	17.73** (2.25)	0.46 (0.13)	-1.59* (-1.86)	15.80*** (4.47)	0.53 (1.16)	-1.95 (-1.47)	3.09*** (2.81)	1.40** (2.57)
<i>Fiscexp</i>	-0.90*** (-5.83)	-0.02*** (-6.28)	-0.82*** (-5.85)	-0.32*** (-5.34)	-0.09*** (-6.07)	-0.09** (-2.29)	-0.04*** (-4.17)	-0.11*** (-4.05)	-0.14*** (-7.12)	-0.03*** (-3.28)
<i>Edu</i>	65.87** (2.55)	2.55*** (3.37)	60.74*** (2.60)	11.28 (0.99)	7.86*** (3.04)	1.24 (0.15)	7.80*** (5.22)	6.87 (1.28)	17.15*** (4.51)	8.54*** (5.36)
<i>Odr</i>	-230.58*** (-6.97)	-3.82*** (-3.87)	-209.90*** (-7.06)	-78.40*** (-5.13)	-10.46** (-2.57)	-35.48** (-2.53)	-9.88*** (-4.54)	-43.21*** (-6.75)	-29.58*** (-6.48)	-2.89 (-1.31)
<i>Gender</i>	-67.16*** (-3.20)	-0.95 (-1.41)	-62.85*** (-3.30)	-13.50 (-1.29)	-6.00** (-2.31)	-9.61 (-0.87)	-4.00*** (-2.79)	-7.46* (-1.81)	-15.55*** (-4.86)	-6.73*** (-4.68)
<i>Temperature</i>	90.41*** (4.13)	3.05*** (5.16)	86.72*** (4.48)	47.83*** (4.77)	-13.22** (-4.59)	28.79*** (3.16)	6.88*** (4.39)	10.14** (2.36)	11.83*** (4.55)	-5.54*** (-3.98)
常数项	8670.99*** (4.06)	51.50 (0.77)	8113.43*** (4.14)	2741.44*** (2.64)	1254.43*** (5.04)	-117.66 (-0.11)	438.75*** (2.96)	1354.59*** (3.27)	1648.31*** (5.05)	793.57*** (5.54)
样本量	374	374	374	374	374	374	374	374	374	374
Adj. R ²	0.821	0.624	0.830	0.551	0.554	0.664	0.793	0.739	0.778	0.831
Wald F-stat	24.686	24.686	24.686	24.686	24.686	24.686	24.686	24.686	24.686	24.686
DWH Test	9.063***	9.720***	7.016***	14.942***	21.898***	3.983***	5.370**	8.606***	1.655	4.328**

(*Tertiary*)两个指标进行稳健性检验。具体而言,我国居民用电价格低于其长期边际成本,电力供应中一般运用工业和商业等用电部门的收益补贴居民供电亏损,因此有理由认为地区工商业产业结构与居民电力价格扭曲之间存在关联,地区工商业产值占比更高的地区能够为居民用户提供更高的用电补贴额,进而影响居民电价扭曲程度。从表6第(1)——(10)列回归结果来看,在加入新的控制变量后,各列中居民电力价格扭曲(*EPD*)的系数方向与基准回归结果系数方向一致,且居民用电价格的扭曲对食品、衣着、交通通信这类非电力消费的推动作用相对更大,而对医疗保健、文教娱乐两类消费的促进作用相对更小,上述结论均与基准回归结果一致,从而验证了文章结果的稳健性。

表6

增加控制变量的检验结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	<i>C_total</i>	<i>C_electricity</i>	<i>C_nonelectricity</i>	<i>C_food</i>	<i>C_clothes</i>	<i>C_living</i>	<i>C_equipment</i>	<i>C_TfansCom</i>	<i>C_CulTeach</i>	<i>C_Medical</i>
<i>EPD</i>	5.02*** (2.66)	0.08* (1.89)	4.13** (2.42)	2.37*** (2.81)	0.95*** (4.32)	-0.79 (-1.15)	0.33*** (3.05)	0.82** (2.34)	0.18 (0.71)	0.28** (2.23)
<i>Income</i>	0.29*** (7.19)	0.00* (1.84)	0.27*** (7.54)	0.06*** (4.23)	0.01** (2.43)	0.12*** (6.09)	0.01*** (4.21)	0.03*** (5.15)	0.02*** (4.81)	0.01*** (5.07)
<i>Eentbar</i>	19.37** (2.44)	0.56*** (3.57)	17.77** (2.45)	3.06 (0.99)	-0.49 (-0.62)	14.93*** (3.97)	0.67* (1.72)	-2.91** (-2.57)	1.33 (1.38)	1.19** (2.20)
<i>Fiscexp</i>	-0.47*** (-2.95)	-0.01*** (-2.80)	-0.43*** (-2.93)	-0.14** (-2.30)	-0.03** (-2.19)	-0.12** (-2.50)	-0.01 (-0.78)	-0.03 (-1.17)	-0.09*** (-4.10)	-0.01 (-1.01)
<i>Edu</i>	15.58 (0.57)	1.15 (1.48)	14.53 (0.59)	-4.64 (-0.38)	1.25 (0.42)	3.56 (0.44)	3.51** (2.30)	-3.68 (-0.65)	9.48** (2.22)	5.05*** (2.77)
<i>Odr</i>	-221.87*** (-7.53)	-3.43*** (-4.46)	-202.30*** (-7.63)	-74.16*** (-5.48)	-9.92*** (-2.71)	-36.16*** (-2.61)	-9.38*** (-4.95)	-41.41*** (-7.67)	-28.21*** (-6.59)	-3.05 (-1.44)
<i>Gender</i>	-54.86*** (-2.98)	-0.58 (-1.13)	-51.86*** (-3.05)	-9.52 (-1.08)	-3.98* (-1.74)	-10.42 (-0.95)	-2.82** (-2.27)	-5.12 (-1.53)	-14.20*** (-4.85)	-5.80*** (-3.93)
<i>Temperature</i>	126.18*** (5.53)	4.43*** (8.02)	117.78*** (5.76)	68.80*** (6.64)	-5.69* (-1.87)	23.16** (2.27)	10.21*** (6.84)	14.15*** (3.65)	12.10*** (4.25)	-4.95*** (-3.01)
<i>Industry</i>	123.43*** (6.73)	4.37*** (9.81)	113.06*** (6.69)	49.19*** (6.29)	15.53*** (8.14)	-10.03 (-1.44)	10.18*** (9.07)	25.08*** (7.72)	18.44*** (7.27)	4.66*** (3.64)
<i>Tertiary</i>	150.69*** (6.20)	5.24*** (8.84)	142.38*** (6.46)	48.76*** (4.78)	13.07*** (4.38)	-8.27 (-0.90)	11.69*** (8.29)	37.21*** (8.54)	33.23*** (10.62)	6.69*** (3.31)
常数项	-2797.91 (-1.18)	-354.00*** (-5.51)	-2431.01 (-1.11)	-1675.07 (-1.55)	-148.71 (-0.54)	786.44 (0.57)	-509.12*** (-3.03)	-1048.44** (-2.48)	-169.94 (-0.47)	333.84* (1.88)
样本量	380	380	380	380	380	380	380	380	380	380
Adj. R ²	0.833	0.728	0.845	0.596	0.531	0.665	0.819	0.795	0.831	0.807
Wald F-stat	17.854	17.854	17.854	17.854	17.854	17.854	17.854	17.854	17.854	17.854
DWH Test	6.499**	3.246*	4.871**	7.873***	20.614***	0.974	5.604**	3.341*	0.009	6.543**

3. 替换核心解释变量

除绝对扭曲外,相对扭曲指标也是衡量要素价格扭曲的重要参考。本文借鉴 Hsieh 和 Klenow(2009)等学者的做法,进一步选择以 Ramsey 居民电价与实际居民电价之比作为衡量居民电价相对扭曲的指标。回归结果如表7所示,在替换核心解释变量后,居民电力价格扭曲对消费总水平及相关分项消费的影响系数依然为正,且在各分项消费中,EPD 对食品、衣着、生活用品及服务、交通通信、医疗保健五类消费的促进作用也十分显著,有效检验了本文结论的稳健性。

表7 替换核心解释变量的检验结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	<i>C_total</i>	<i>C_electricity</i>	<i>C_nonelectricity</i>	<i>C_food</i>	<i>C_clothes</i>	<i>C_living</i>	<i>C_equipment</i>	<i>C_TfansCom</i>	<i>C_CulTeach</i>	<i>C_Medical</i>
<i>Re-EPD</i>	1440.3*** (464.2)	24.73** (12.32)	1203.4*** (424.2)	644.1*** (199.4)	253.6*** (45.64)	-211.9 (180.5)	94.27*** (27.70)	255.5*** (86.18)	86.03 (65.91)	81.89*** (29.66)
<i>Income</i>	0.375*** (0.0315)	0.00493*** (0.000729)	0.353*** (0.0286)	0.0909*** (0.0115)	0.0154*** (0.00238)	0.120*** (0.0171)	0.0153*** (0.00186)	0.0514*** (0.00499)	0.0433*** (0.00425)	0.0171*** (0.00204)
<i>Eentbar</i>	26.07*** (6.681)	0.678*** (0.154)	24.27*** (6.228)	3.959 (2.656)	-0.434 (0.611)	14.74*** (3.432)	0.997*** (0.380)	-0.503 (1.038)	3.777*** (0.935)	1.730*** (0.482)
<i>Fiscexp</i>	-0.849*** (0.135)	-0.0228*** (0.00351)	-0.773*** (0.124)	-0.301*** (0.0518)	-0.0817*** (0.0109)	-0.0874** (0.0367)	-0.0389*** (0.00881)	-0.102*** (0.0235)	-0.140*** (0.0207)	-0.0230*** (0.00762)
<i>Edu</i>	90.71*** (22.10)	3.328*** (0.711)	82.26*** (20.04)	24.04** (9.610)	10.68*** (1.957)	-3.342 (7.213)	9.109*** (1.233)	12.39*** (4.605)	20.79*** (3.677)	8.595*** (1.414)
<i>Odr</i>	-273.6*** (31.15)	-4.420*** (0.973)	-245.9*** (28.19)	-97.17*** (13.89)	-18.83*** (3.092)	-28.86* (14.78)	-12.87*** (2.095)	-50.63*** (6.414)	-31.64*** (4.928)	-5.868*** (2.005)
<i>Gender</i>	-79.91*** (19.00)	-1.298** (0.622)	-74.20*** (17.83)	-19.60** (8.866)	-7.414*** (2.089)	-7.900 (10.72)	-4.710*** (1.330)	-10.18*** (3.634)	-17.45*** (3.225)	-6.950*** (1.442)
<i>Temperature</i>	104.1*** (18.04)	3.381*** (0.511)	99.03*** (16.59)	54.23*** (7.845)	-11.19*** (2.108)	26.42*** (8.936)	7.769*** (1.338)	13.04*** (3.394)	13.76*** (2.507)	-5.007*** (1.408)
常数项	8530.8*** (1998.7)	53.87 (61.20)	8033.2*** (1884.1)	2680.0*** (895.2)	1183.3*** (209.0)	-57.40 (1026.2)	423.7*** (138.4)	1345.8*** (376.6)	1692.1*** (330.6)	765.7*** (143.0)
样本量	380	380	380	380	380	380	380	380	380	380
Adj. R ²	0.845	0.689	0.850	0.660	0.709	0.680	0.819	0.784	0.788	0.831
Wald F-stat	51.450	51.450	51.450	51.450	51.450	51.450	51.450	51.450	51.450	51.450
Dwh Test	4.369**	2.006	3.06*	5.551**	12.354***	0.576	1.857	1.432	0.116	5.042**

4.排除控制变量内生影响

借鉴孙传旺等(2019)的做法,为排除控制变量存在的潜在内生性问题,本文将所有控制变量滞后一期放入模型重新进行2SLS回归。表8显示,居民电力价格扭曲对居民消费水平以及结构都具有显著的促进作用,与基准回归结果相符,结果稳健。

(二)区域异质性分析

考虑到我国不同区域经济发展水平、电力供需情况、要素资源禀赋等多方面的差异,本部分进一步对地域进行划分,将样本分为西部与东中部回归。一方面,我国西部地区由于自身资源分布特点与电网运行情况,电力供应充足,长期作为我国能源外送基地通过西电东送等工程保障东中部经济社会用电,而东中部地区电力需求大、供应能力有限,电力平衡面临一定压力,西部地区与东中部地区明显不同的电力供需状况可能会导致居民电力价格扭曲的消费效应存在差异。另一方面,与西部地区相比,我国东中部地区经济发展水平更高,相对更高的居民收入、成熟的消费市场、开放的市场环境等也可能诱使东中部与西部地区居民之间的消费行为存在差异。因此,有必要对西部地区与东中部地区分样本进行回归。

表9报告了东中部地区居民电力价格扭曲的消费效应回归结果。第(1)列表明,东中部地区居民电力价格的扭曲对居民消费水平具有显著的促进作用,这一结论与全国样本回归结

表8 排除控制变量内生影响的检验结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	<i>C_total</i>	<i>C_electricity</i>	<i>C_nonelectricity</i>	<i>C_food</i>	<i>C_clothes</i>	<i>C_living</i>	<i>C_equipment</i>	<i>C_TfansCom</i>	<i>C_CulTeach</i>	<i>C_Medical</i>
<i>EPD</i>	5.41*** (2.80)	0.09* (1.85)	4.35*** (2.61)	2.17*** (2.64)	0.86*** (3.82)	-0.44 (-0.76)	0.33*** (2.86)	0.90*** (2.59)	0.29 (1.27)	0.25** (2.19)
<i>L.Income</i>	0.43*** (13.71)	0.01*** (7.18)	0.41*** (15.46)	0.11*** (8.16)	0.02*** (6.04)	0.15*** (9.46)	0.02*** (8.74)	0.06*** (10.20)	0.05*** (11.01)	0.02*** (9.78)
<i>L.Eentbar</i>	23.11*** (2.93)	0.63*** (3.53)	23.20*** (3.29)	3.13 (0.96)	-1.03 (-1.19)	16.78*** (5.66)	0.86* (1.81)	-1.40 (-1.08)	3.25*** (3.13)	1.60*** (2.96)
<i>L.Fiscexp</i>	-0.80*** (-4.98)	-0.02*** (-5.52)	-0.75*** (-5.35)	-0.31*** (-4.87)	-0.09*** (-5.50)	-0.07** (-2.07)	-0.04*** (-3.65)	-0.09*** (-3.37)	-0.13*** (-5.91)	-0.02*** (-2.75)
<i>L.Edu</i>	40.56 (1.22)	2.52*** (2.67)	39.96 (1.37)	9.94 (0.69)	6.10 (1.63)	-13.87* (-1.70)	6.95*** (3.53)	6.37 (0.92)	18.07*** (3.82)	6.40*** (3.02)
<i>L.Odr</i>	-234.82*** (-6.86)	-3.90*** (-3.91)	-212.68*** (-7.22)	-76.43*** (-4.92)	-10.02** (-2.40)	-44.25*** (-3.26)	-8.84*** (-3.97)	-42.99*** (-6.46)	-27.06*** (-5.87)	-3.10 (-1.38)
<i>L.Gender</i>	-70.48*** (-3.23)	-1.39** (-2.11)	-64.00*** (-3.26)	-20.05* (-1.82)	-6.23** (-2.25)	-4.34 (-0.46)	-4.27*** (-2.80)	-9.59** (-2.24)	-15.26*** (-4.76)	-4.25*** (-2.62)
<i>L.Temperature</i>	90.20*** (3.88)	3.37*** (6.27)	85.63*** (4.24)	51.18*** (5.25)	-12.89*** (-4.43)	25.02*** (3.39)	7.05*** (4.55)	10.23** (2.48)	12.12*** (4.84)	-7.07*** (-4.64)
常数项	9005.96*** (4.19)	87.64 (1.32)	8117.27*** (4.16)	3224.95*** (2.92)	1274.32*** (4.73)	-497.18 (-0.51)	452.15*** (2.91)	1548.84*** (3.68)	1537.27*** (4.70)	576.91*** (3.76)
样本量	350	350	350	350	350	350	350	350	350	350
Adj. R ²	0.818	0.673	0.839	0.584	0.521	0.737	0.775	0.748	0.799	0.824
Wald F-stat	13.778	13.778	13.778	13.778	13.778	13.778	13.778	13.778	13.778	13.778
DWH Test	7.993***	2.613	5.799**	6.572**	19.665***	0.333	5.902**	3.905**	0.051	5.425**

果一致;第(2)—(3)列结果表明,电价扭曲对居民电力消费的作用并不显著,但对居民非电力消费支出具有显著的促进作用,即没有显著证据说明东中部地区居民用电价格的扭曲会扩大居民电力消费支出。究其原因,在我国东中部地区一次能源有限、水力资源开发饱和、新能源资源优势不足的电力供应能力背景下,能源自给率较低,电力平衡面临一定压力,相对收紧的电力供应状况与用电高峰期政府部门推进的有序用电措施能够提高居民的节能意识,进而使得居民用电价格的负向扭曲不会显著推动居民电力消费的增加。第(4)—(9)列回归结果显示,居民电力价格扭曲对食品、衣着、生活用品及服务、交通通信、医疗保健消费五类消费支出,尤其是衣、食、行的促进作用显著,而对居住消费与文教娱乐消费的促进作用不显著。上述结论与基准回归结果一致,说明东中部地区居民电力价格扭曲对居民非电力消费及各分项消费的影响与全国样本回归结果之间不存在实质性差异。同时,上述结果也进一步表明,电价扭曲虽未明显导致东中部地区居民增加电力消费支出,但电价扭曲所带来的实际购买力、实际收入的增加的确提高了居民消费水平与相关分项消费支出。

表10报告了西部地区居民电力价格扭曲对居民消费水平及各分类消费支出的影响,结果发现居民电力价格扭曲的消费效应在我国西部地区并不显著,这可能存在以下原因:第一,相较于东中部地区,西部地区人均可支配收入更低,西部地区居民消费意愿、消费潜力相对有限(高莉,2021),相对落后的消费环境抑制了有效消费的实现,从而使得居民用电价格扭曲释

表9 东中部地区样本的回归结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	<i>C_total</i>	<i>C_electricity</i>	<i>C_nonelectricity</i>	<i>C_food</i>	<i>C_clothes</i>	<i>C_living</i>	<i>C_equipment</i>	<i>C_TfansCom</i>	<i>C_CulTeach</i>	<i>C_Medical</i>
<i>EPD</i>	5.42*** (3.25)	-0.002 (-0.06)	4.57*** (3.05)	2.06*** (2.65)	0.76*** (4.49)	-0.42 (-0.65)	0.33*** (3.51)	1.33*** (3.58)	0.29 (1.26)	0.22** (2.09)
<i>Income</i>	0.53*** (16.26)	0.01*** (9.32)	0.49*** (17.70)	0.14*** (9.40)	0.03*** (8.94)	0.13*** (6.37)	0.03*** (9.95)	0.08*** (11.40)	0.06*** (11.49)	0.02*** (9.18)
<i>Eentbar</i>	32.94*** (3.60)	0.72*** (3.88)	30.76*** (3.62)	4.09 (1.12)	0.06 (0.07)	20.89*** (4.59)	0.95* (1.85)	-1.85 (-1.10)	4.09*** (3.16)	2.53*** (3.65)
<i>Fiscexp</i>	-1.82*** (-12.42)	-0.04*** (-11.10)	-1.65*** (-12.36)	-0.64*** (-9.69)	-0.17*** (-10.85)	-0.09 (-1.16)	-0.11*** (-9.72)	-0.31*** (-9.62)	-0.27*** (-10.60)	-0.05*** (-4.13)
<i>Edu</i>	95.19*** (2.88)	5.36*** (5.23)	88.32*** (3.05)	31.86** (2.07)	10.19*** (2.92)	-12.00 (-1.00)	10.64*** (5.83)	13.27* (1.66)	26.73*** (5.09)	7.63*** (3.31)
<i>Odr</i>	-183.89*** (-3.56)	-5.76*** (-4.58)	-164.99*** (-3.48)	-73.02*** (-3.28)	-12.85*** (-2.65)	-19.39 (-0.90)	-9.74*** (-3.24)	-24.44** (-2.45)	-21.64*** (-2.87)	-3.91 (-1.22)
<i>Gender</i>	-67.18** (-2.53)	-1.26 (-1.59)	-64.11*** (-2.59)	-11.56 (-0.87)	-4.52 (-1.44)	-19.64 (-1.30)	-3.07* (-1.68)	-1.46 (-0.29)	-17.15*** (-4.02)	-6.70*** (-3.34)
<i>Temperature</i>	123.77*** (4.75)	2.71*** (4.32)	119.18*** (5.00)	57.29*** (5.18)	-12.85*** (-4.41)	49.16*** (4.20)	7.28*** (4.65)	10.42* (1.88)	14.32*** (4.06)	-6.44*** (-3.20)
常数项	6217.93** (2.35)	60.07 (0.76)	5927.73** (2.39)	1784.10 (1.33)	1004.45*** (3.18)	297.62 (0.20)	251.82 (1.31)	339.35 (0.67)	1466.44*** (3.40)	783.95*** (3.96)
样本量	240	240	240	240	240	240	240	240	240	240
Adj. R ²	0.850	0.764	0.859	0.660	0.670	0.680	0.843	0.723	0.817	0.821
Wald F-stat	22.245	22.245	22.245	22.245	22.245	22.245	22.245	22.245	22.245	22.245
DWH Test	9.907***	0.028	7.887***	5.916**	12.994***	0.149	6.386**	12.668***	0.163	4.908**

放出来的收入效应不能有效推进居民消费水平的增加与居民消费结构的改变;第二,结合上文各省份居民用电价格扭曲程度的测算结果来看,虽然内蒙古自治区、四川省、贵州省、云南省等大部分西部省份均存在居民电价负向扭曲现象,但甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区等地区的居民合理电价低于实际电价,部分省份居民电价的正向扭曲问题可能导致整个西部地区居民用电价格扭曲不能显著促进居民消费,从而得出与基准回归结果不一致的结论。

六、调节作用检验

为进一步探究居民电力价格扭曲对居民消费及消费结构的影响是否会受到其他因素的调节作用,本文在基准回归模型基础上,构建扩展模型(7)—(8)考察地区燃料要素价格与一般物价水平的调节作用。其中,模型(7)中 $Fuel_{it}$ 为燃料价格调节变量,用地区燃料价格指数衡量,模型(8)中 Cpi_{it} 为一般物价水平调节变量,用地区消费者价格指数衡量。以模型(7)为例,若调节作用显著存在,则居民电力价格扭曲对居民消费的影响系数为 $\beta_2 + \beta_3 Fuel_{it}$,交互项系数 β_3 反映调节变量燃料价格水平发生变化时,居民电力价格扭曲影响居民消费的变化幅度,因而 β_3 是本节调节作用检验关心的系数,本文依然运用上文工具变量 ($Pricegap$) 进行回归。

表 10 西部地区样本的回归结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	<i>C_total</i>	<i>C_electricity</i>	<i>C_nonelectricity</i>	<i>C_food</i>	<i>C_clothes</i>	<i>C_living</i>	<i>C_equipment</i>	<i>C_TfansCom</i>	<i>C_CulTeach</i>	<i>C_Medical</i>
<i>EPD</i>	-94.44 (-0.08)	-7.63 (-0.09)	-79.30 (-0.08)	-78.34 (-0.08)	-50.88 (-0.08)	45.06 (0.08)	-13.47 (-0.08)	10.02 (0.08)	1.02 (0.07)	7.29 (0.09)
<i>Income</i>	0.89 (0.09)	0.07 (0.08)	0.76 (0.09)	0.70 (0.08)	0.46 (0.08)	-0.39 (-0.08)	0.12 (0.08)	-0.08 (-0.07)	0.00 (0.03)	-0.06 (-0.08)
<i>Eentbar</i>	13.80 (0.03)	3.26 (0.08)	9.93 (0.02)	24.60 (0.06)	18.49 (0.07)	-21.73 (-0.09)	3.83 (0.05)	-10.89 (-0.20)	-0.31 (-0.04)	-4.06 (-0.10)
<i>Fiscexp</i>	-3.11 (-0.08)	-0.25 (-0.08)	-2.60 (-0.08)	-2.63 (-0.09)	-1.73 (-0.09)	1.57 (0.09)	-0.44 (-0.08)	0.36 (0.09)	0.01 (0.03)	0.26 (0.09)
<i>Edu</i>	283.48 (0.10)	21.16 (0.09)	238.95 (0.10)	200.49 (0.08)	142.28 (0.09)	-113.89 (-0.08)	40.50 (0.10)	-25.83 (-0.08)	6.65 (0.17)	-11.24 (-0.05)
<i>Odr</i>	-206.32 (-0.08)	-14.75 (-0.07)	-173.38 (-0.08)	-152.60 (-0.07)	-112.82 (-0.08)	97.06 (0.08)	-23.78 (-0.07)	10.57 (0.04)	-3.30 (-0.10)	11.49 (0.06)
<i>Gender</i>	91.40 (0.07)	8.31 (0.08)	74.14 (0.06)	84.93 (0.07)	54.75 (0.07)	-50.92 (-0.08)	13.91 (0.07)	-10.06 (-0.07)	-3.94 (-0.23)	-14.54 (-0.14)
<i>Temperature</i>	-498.06 (-0.09)	-35.43 (-0.08)	-417.25 (-0.09)	-387.47 (-0.09)	-264.27 (-0.09)	220.07 (0.09)	-66.46 (-0.09)	41.35 (0.07)	6.52 (0.09)	33.00 (0.08)
常数项	5008.47 (0.10)	-176.43 (-0.05)	4996.96 (0.12)	745.18 (0.02)	-214.19 (-0.01)	1548.87 (0.07)	34.84 (0.01)	1161.73 (0.23)	591.89 (0.98)	1128.64 (0.31)
样本量	140	140	140	140	140	140	140	140	140	140
Adj. R ²	-184.7	-1995	-145.1	-1249	-1533	-417.6	-465.7	-44.24	-0.385	-50.13
Wald F-stat	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007
DWH Test	5.756**	35.033***	5.308**	12.658***	19.842***	9.733***	14.124***	1.351	0.019	1.648

$$C_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 EPD_{it} + \beta_3 EPD_{it} \times Fuel_{it} + \beta_4 Fuel_{it} + \gamma Control_{it} + \mu_{it} \quad (7)$$

$$C_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 EPD_{it} + \beta_3 EPD_{it} \times Cpi_{it} + \beta_4 Cpi_{it} + \gamma Control_{it} + \mu_{it} \quad (8)$$

(一)燃料要素价格的调节作用

燃料要素价格与我国居民电价、居民消费不可分割,考察燃料要素价格是否影响居民电力价格扭曲的消费效应十分必要。一方面,在以火力发电为主的电源结构下,燃料价格变化将影响发电成本与上网电价,进而对终端销售电价与电力消费产生影响;另一方面,燃料不仅是电力生产过程中的重要要素,也是一般生产生活要素,从生产侧来看,燃料价格的上升可能导致商品生产成本上升,进而影响居民日常消费品的价格,从消费侧来看,在我国农村以及不发达地区,煤、气等燃料依然是居民重要的生活能源,电力与燃料互为替代,燃料价格或居民电价的变化可能影响居民对该两类生活能源的消费需求。因此,基于上述考虑,本文运用2SLS对模型(7)进行实证回归,回归结果如表11所示。

表11第(1)—(3)列分别报告了以居民总消费水平(*C_total*)、居民电力消费(*C_electricity*)与居民非电力消费(*C_nonelectricity*)为被解释变量的回归结果。结果表明,核心解释变量(*EPD*)的系数均显著为正,居民电力价格扭曲与燃料价格水平交互项

表 11 调节作用检验回归结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>C_total</i>	<i>C_electricity</i>	<i>C_nonelectricity</i>	<i>C_total</i>	<i>C_electricity</i>	<i>C_nonelectricity</i>
<i>EPD</i>	73.441*** (3.34)	1.881*** (3.20)	73.554*** (3.53)	64.021** (2.13)	1.799** (2.33)	57.757** (2.11)
<i>Fuel</i> × <i>EPD</i>	-0.503*** (-3.18)	-0.013*** (-3.13)	-0.510*** (-3.40)			
<i>Fuel</i>	38.815*** (2.73)	0.868** (2.37)	38.379*** (2.82)			
<i>Cpi</i> × <i>EPD</i>				-0.347** (-1.96)	-0.010** (-2.16)	-0.316* (-1.96)
<i>Cpi</i>				6.905 (0.55)	0.339 (1.08)	5.714 (0.49)
<i>Income</i>	0.399*** (10.43)	0.005*** (5.50)	0.374*** (10.78)	0.307*** (6.36)	0.004*** (2.63)	0.288*** (6.67)
<i>Eentbar</i>	13.184 (1.23)	0.334 (1.42)	11.805 (1.18)	-13.763 (-0.92)	-0.214 (-0.51)	-12.320 (-0.89)
<i>Fiscexp</i>	-0.835*** (-4.75)	-0.021*** (-4.92)	-0.745*** (-4.64)	0.479 (1.48)	0.009 (0.99)	0.462 (1.58)
<i>Edu</i>	23.578 (0.53)	1.722 (1.40)	18.239 (0.44)	-36.664 (-0.65)	-0.252 (-0.17)	-30.831 (-0.59)
<i>Odr</i>	-227.517*** (-5.81)	-3.515*** (-3.05)	-206.656*** (-5.62)	-80.390 (-1.04)	-0.440 (-0.20)	-69.452 (-0.99)
<i>Gender</i>	-70.876** (-2.45)	-1.026 (-1.31)	-65.922** (-2.38)	-37.458 (-0.78)	-0.431 (-0.32)	-35.297 (-0.79)
<i>Temperature</i>	74.590** (2.54)	2.562*** (3.54)	70.219** (2.53)	84.344 (1.52)	3.069* (1.94)	81.457 (1.61)
常数项	5191.553* (1.87)	-27.047 (-0.34)	4640.401* (1.76)	4936.330 (1.23)	-43.340 (-0.39)	4689.790 (1.25)
样本量	380	380	380	380	380	380
Adj. R ²	0.659	0.371	0.650	0.0737	-0.937	0.128
Wald F-stat	11.942	11.942	11.942	2.067	2.067	2.067
DWH Test	35.680***	24.590***	38.497***	42.741***	45.959***	40.184***

(*Fuel*×*EPD*)的系数均显著为负,即随着燃料价格的上升,居民电力价格扭曲对居民消费的促进作用会被削弱。究其原因,一方面,燃料作为我国电力生产中的重要要素,其价格水平的上升会推高发电成本,但由于居民实际用电价格未受到燃料价格变动的明显影响,发电成本上升导致的居民用电价格扭曲程度的增加不能有效传导到居民消费层面;另一方面,燃料作为重要的生产要素,其价格上涨同时引起的居民消费品价格的上升会限制电价扭曲释放出来的消费效应,从而削弱电价扭曲对居民消费的促进作用。因此,在我国以火力发电为主的电源结构与尚未有效实现市场化的电力体制下,稳定燃料价格尤其重要,燃料价格的上涨不仅会加剧居民用电价格的扭曲程度,还会削弱我国为稳民生、促保障而设定的低电价对居民消费的促进作用。

(二)一般物价水平的调节作用

物价承载民生保障之重,物价水平的上涨将影响居民实际购买力与消费选择,对居民生活水平与生活质量产生重要影响。为探究地区一般物价水平是否会对居民电力价格扭曲影响居民消费水平及消费结构产生调节作用,本文以地区消费者价格指数(Cpi)为调节变量,对模型(8)进行2SLS回归。根据一阶段弱工具变量检验,Wald F统计量为2.067,小于10%水平的临界值,说明原工具变量($Pricegap$)存在弱工具变量风险。依据Stock和Yogo(2005)的证明,当模型中存在弱工具变量时,有限信息极大似然估计(LIMI)比2SLS更优越,因此,本文借鉴尹志超和甘犁(2010)、何其春和孙萌(2012)等的做法,在工具变量的基础上采用LIML进行一般物价水平的调节作用检验,回归结果如表11第(4)—(6)列所示。

结果发现:居民电力价格扭曲(EPD)对总消费、电力消费及非电力消费的影响系数均显著为正,消费者价格指数与居民电力价格扭曲形成的交互项变量($Cpi \times EPD$)系数均显著为负,表明居民电力价格扭曲对居民消费的促进作用会受到地区物价水平的影响。物价水平越高,居民电力价格扭曲对居民总消费、电力消费、非电力消费的促进作用越小,物价上升将削弱居民电力价格扭曲对居民消费的促进作用。上述结论说明,当居民面临商品或服务价格普遍上升时,低用电价格虽然一定程度上能提高居民福利与实际购买力,但物价上涨压力也会降低居民的购买力与消费欲望,进而削弱扭曲的低电价对居民消费的促进作用。因此,保持居民消费物价水平的相对稳定尤其重要,要避免由于物价水平上涨导致低居民用电价格等居民福利保障措施的有效性被削弱。

七、结论与建议

本文首先基于消费者选择理论,从收入效应与替代效应两个视角分析了居民电价扭曲影响居民消费的作用机制,进而利用2006—2018年中国30个省份的面板数据,基于Ramsey定价模型测度了中国居民电力价格扭曲程度,并运用工具变量法实证探究中国居民电力价格扭曲对居民消费水平及消费结构的影响。研究发现,在以政府定价为主的电价管理模式下,我国居民电力价格普遍存在负向扭曲,这种扭曲的居民电价不仅显著提高了居民消费水平,还会扩大居民电力消费与食品、衣着、生活用品及服务、交通通信、医疗保健这五类非电力消费。区域异质性分析发现,相比于西部地区,我国东中部地区居民电力价格扭曲的消费效应更为显著,且其电价扭曲带来的消费水平与消费结构的正向影响与全国样本结论相一致。进一步的调节作用检验表明,地区燃料要素价格水平与地区一般物价水平对居民电力价格扭曲的消费效应存在调节作用,地区燃料要素价格水平越高以及一般物价水平越高,居民电力价格扭曲对居民消费总水平及各分项消费的促进作用越弱。

根据上述结论,本文认为健全电价机制是我国深化电力体制市场化改革的目标与方向,

基于此,提出如下建议。第一,在我国电力体制改革中,要充分考虑在理顺定价机制、消除价格扭曲的过程中居民用电部门的承受能力与民生福利问题,建立与市场化改革相适应的居民用电福利保障机制,避免“为了市场化而市场化”的改革对居民消费乃至民生福利产生负面影响。第二,要优化布局我国东中西部电力建设与电价改革,调整东中部地区与西部地区电力资源结构与空间分布,重点考虑我国西部地区居民的利益,避免政府定价下的居民电价进一步扩大东中部与西部地区居民消费水平之间的差距。第三,要落实电煤等燃料的保供稳价措施,做好电力生产供应的燃料保供工作,防止由于燃料价格过度上涨导致电价扭曲程度加剧和居民消费品价格上升,同时优化电源结构,缓解电力生产供应对燃料的依赖性。第四,加强物价宏观调控,稳定物价总水平,增强居民消费预期,优化居民消费环境,避免物价波动与物价过快上涨导致居民消费信心低迷。

参考文献:

- [1] 付波航,方齐云,宋德勇. 城镇化、人口年龄结构与居民消费——基于省际动态面板的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境,2013,23(11):108-114.
- [2] 高莉. 区域差异视角下收入分配、消费信贷与居民消费增长[J]. 商业经济研究,2021,(06):49-52.
- [3] 郝枫,赵慧卿. 中国市场价格扭曲测度:1952-2005[J]. 统计研究,2010,27(06):33-39.
- [4] 何其春,孙萌. 对外贸易、金融改革和经济增长:来自中国的证据[J]. 经济学(季刊),2012,11(03):833-852.
- [5] 洪源,吕鑫,李礼. 跨越中等收入陷阱约束下民生财政对居民消费存在门槛效应吗?[J]. 中央财经大学学报,2017,(05):12-29.
- [6] 蒋含明. 要素价格扭曲与我国居民收入差距扩大[J]. 统计研究,2013,30(12):56-63.
- [7] 金祥荣,李旭超,鲁建坤. 僵尸企业的负外部性:税免竞争与正常企业逃税[J]. 经济研究,2019,54(12):70-85.
- [8] 李虹,董亮,谢明华. 取消燃气和电力补贴对我国居民生活的影响[J]. 经济研究,2011,46(02):100-112.
- [9] 李瑜敏,蒋艳,董长贵. 中国电力交叉补贴:规模测算、需求弹性与福利分析[J]. 消费经济,2020,36(01):35-45.
- [10] 林伯强,蒋竺均,林静. 有目标的电价补贴有助于能源公平和效率[J]. 金融研究,2009,(11):1-18.
- [11] 林伯强,刘畅. 收入和城市化对城镇居民家电消费的影响[J]. 经济研究,2016a,51(10):69-81+154.
- [12] 林伯强,刘畅. 中国能源补贴改革与有效能源补贴[J]. 中国社会科学,2016b,(10):52-71+202-203.
- [13] 刘自敏,朱朋虎,杨丹,冯永晟. 交叉补贴、工业电力降费与碳价格机制设计[J]. 经济学(季刊),2020,19(02):709-730.
- [14] 茅焰晨. 政府管制理论研究综述[J]. 管理世界,2007,(02):137-150.
- [15] 邱俊杰,李承政. 人口年龄结构、性别结构与居民消费——基于省际动态面板数据的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境,2014,24(02):125-131.
- [16] 冉光和,杨守鸿,冯佳文. 民生财政支出对居民消费影响效应研究[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2012,32(11):13-20.
- [17] 沈小波. 中国农村居民电力需求的影响因素[J]. 统计研究,2014,31(01):84-90.

- [18] 孙传旺,罗源,姚昕. 交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据[J]. 经济研究, 2019, 54(08): 136-151.
- [19] 唐要家,杨健. 销售电价隐性补贴及改革的经济影响研究[J]. 中国工业经济, 2014, (12): 5-17.
- [20] 吴振宇,张文魁. 国有经济比重对宏观经济运行的影响——2000—2012年的经验研究[J]. 管理世界, 2015, (02): 12-16.
- [21] 肖作平,尹林辉. 我国个人住房消费影响因素研究:理论与证据[J]. 经济研究, 2014, 49(S1): 66-76.
- [22] 叶泽,吴永飞,李成仁,尤培培,杨少华,孙悦. 我国销售电价交叉补贴的关键问题及解决办法[J]. 价格理论与实践, 2017, (04): 20-24.
- [23] 叶泽,吴永飞,张新华,刘思强,何姣. 需求响应下解决交叉补贴的阶梯电价方案研究——基于社会福利最大化视角[J]. 中国管理科学, 2019, 27(04): 149-159.
- [24] 尹志超,甘犁. 香烟、美酒和收入[J]. 经济研究, 2010, 45(10): 90-100+160.
- [25] 余东华,孙婷,张鑫宇. 要素价格扭曲如何影响制造业国际竞争力[J]. 中国工业经济, 2018(02): 63-81.
- [26] 俞秀梅,王敏. 阶梯电价改革对我国居民电力消费的影响——基于固定电表月度面板数据的研究[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(02): 731-756.
- [27] 郑新业. 为什么电力政策总是捉襟见肘?[J]. 环境经济研究, 2018, 3(04): 1-9.
- [28] 郑新业,傅佳莎. 电力交叉补贴是中国特色“双重红利”[N]. 中国能源报, 2015-03-20(11).
- [29] 周亚敏,冯永晟. 中国的电价改革与二氧化碳排放——来自市级层面的实证研究与政策启示[J]. 城市与环境研究, 2017, (01): 85-99.
- [30] Athukorala, W., C. Wilson, S. Managic, and M. Karunaratna. Household Demand for Electricity: The Role of Market Distortions and Prices in Competition Policy[J]. Energy Policy, 2019, 134: 110932.
- [31] Baumol, W. J. and D. F. Bradford. Optimal Departures from Marginal Cost Pricing[J]. The American Economic Review, 1970, 60(3): 265-283.
- [32] Brown, D. P., A. Eckert, and H. Eckert. Electricity Markets in Transition: Market Distortions Associated with Retail Price Controls[J]. The Electricity Journal, 2017, 30(5): 32-37.
- [33] Buckley, P. Prices, Information and Nudges for Residential Electricity Conservation: A Meta-Analysis[J]. Ecological Economics, 2020, 172: 106635.
- [34] Chattopadhyay, P. Cross-Subsidy in Electricity Tariffs: Evidence from India[J]. Energy Policy, 2004, 2(5): 673-684.
- [35] Fisher, T. C. G. and R. G. Waschik. Union Bargaining Power, Relative Wages, and Efficiency in Canada[J]. Canadian Journal of Economics, 2000, 33(3): 742-765.
- [36] Gelan, A. Economic and Environmental Impacts of Electricity Eubsidy Reform in Kuwait: A General Equilibrium Analysis[J]. Energy Policy, 2018, 112: 381-398.
- [37] Hsieh, C. T. and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [38] Khalid, S. A. and V. Salman. Welfare Impact of Electricity Subsidy Reforms in Pakistan: A Micro Model Study[J]. Energy Policy, 2020, 137: 111097.
- [39] Komives, K., T. M. Johnson, J. D. Halpern, J. L. Aburto, and J. R. Scott. Residential Electricity Subsidies in Mexico: Exploring Options for Reform and for Enhancing the Impact on The Poor[R]. 2009.
- [40] Maria, K. S. The Welfare Effects of Different Pricing Schemes for Electricity Distribution in Finland[J]. Energy Policy, 2004, 32(12): 1429-1435.
- [41] Morrison, S. A. The Equity and Efficiency of Runway Pricing[J]. Journal of Public Economics, 1987, 34(1):

45–60.

[42] Ramsey, F. P. A Contribution to the Theory of Taxation[J]. *The Economic Journal*, 1927, 37(145): 47–61.

[43] Staiger, D. and J. H. Stock. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments[J]. *Econometrica*, Econometric Society, 1997: 557–586.

[44] Stock, J. H. and M. Yogo. Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression[R]. 2005.

[45] Wacziarg, R. Review of Easterly's *The Elusive Quest for Growth*[J]. *Journal of Economic Literature*, 2002, 40(3): 907–918.

[46] Walker, T. F., E. Canpolat, F. K. Khan, and A. Kryeziu. Residential Electricity Subsidies in Pakistan: Targeting, Welfare Impacts, and Options for Reform[R]. 2016.

The Impact of Electricity Price Distortion on Household Consumption

Xie Li^{a,b}, Wu Ting^a, An Lili^c

(a: School of Economics and Trade, Hunan University; b: Research Center of Peaking Carbon Emissions and Carbon Neutrality, Hunan University; c: Department of Financial Assets, State Grid Hunan Electric Power Company Limited)

Abstract: There is a certain degree of electricity price distortion in China. It is of great practical significance for the reform of electricity price marketization and the reasonable guidance of residents' consumption to deeply explore the impact of household electricity price distortion on household consumption. Taking 30 provinces, municipalities and autonomous regions of China as samples from 2006 to 2018, this paper not only measures the degree of household electricity price distortion, but also uses instrumental variable method to systematically investigate the impact of household electricity price distortion on household consumption level and consumption structure. The results of the study steadily show that there is a widespread negative distortion in household electricity prices in China, and this distortion has a significant promoting effect on the level of household consumption, especially household electricity consumption and five types of non-electricity consumption, namely food, clothing, daily necessities and service, transportation and communication, medical and health care. Compared with the western region, the impact of electricity price distortion on the consumption level and consumption structure is more significant in the eastern and central regions. Furthermore, the adjustment effect shows that fuel price and general price level have an adjustment effect on the effect of household electricity price distortion on household consumption, high fuel price and high price level will weaken the promotion effect of household electricity price distortion on household consumption and various categories of consumption.

Keywords: Electricity Price Distortion; Ramsey Pricing; Household Consumption; Consumption Structure; Adjustment Effect

JEL Classification: Q48, E21

(责任编辑:卢玲 朱静静)