**气候变化提高了居民电力消费**

——基于适应性行为的视角

李捷瑜 何坤

**目录**

[附录I 附表及附图 1](#_Toc145865201)

[附录II 稳健性检验 4](#_Toc145865212)

[附录III 相对湿度异质性 1](#_Toc145865213)2

此文是《气候变化提高了居民电力消费—基于适应性行为的视角》的附录。附录Ⅰ是正文引用的四个附图和三个附表；附录Ⅱ是稳健性检验，包括了非气候敏感耐用消费品的证伪检验、内生性问题、历史空调存量问题以及历史温度的滞后效应检验；附录Ⅲ是相对湿度异质性的分析。

# 附表及附图

## 附图

如图A1所示，中国的空调销量从1995年到2019年增长了约42倍，达到2.14亿台。伴随着更频繁的高温事件和不断提高的生活水平，空调扩散率预计将进一步提高。图A2给出了中国电能在终端能源消费中的占比持续走高的典型事实，同时图A3显示，在全社会用电量分类中，居民生活用电也是连年攀升。图A4呈现了回归样本中南北方不同温度区间累计天数。



  **图A1 中国空调工业产品销售量 图A2 中国电能在终端能源消费中的比重**

注：数据来源于国家统计局。 注：数据来源于《2021年中国电力统计年鉴》。



**图A3中国全社会用电量中居民生活用电情况 图A4 中国南北方不同温度区间的累计天数**

注：数据来源于《2021年中国电力统计年鉴》。 注：数据来源于本文样本数据。

## 极端气候异质性的补充结果

表A1呈现了极端气候异质性检验的回归结果，其中第二行的温度区间是各列回归的基准组。从统计意义来说，基准组附近的温度区间不显著的原因可能是因为居民对于微弱偏离舒适区的温度敏感性较弱，没有明确的响应模式。从经济意义来说，以列（5）为例[[1]](#footnote-0)，对于北方居民来说，居民电力消费响应最强的三个区间（[30℃,+∞)、(-∞,-10℃)、[-10℃,-5℃)）的估计系数分别为3.8千瓦时/人、3.0千瓦时/人、2.3千瓦时/人，对于南方居民来说，居民电力消费响应最强的三个区间（[-10℃,-5℃)、[30℃,+∞)、[25℃,30℃)）的估计系数分别为9.4千瓦时/人、2.4千瓦时/人、1.0千瓦时/人，其中，如正文所述，南方[-10℃,-5℃)区间的估计系数高估了真实的影响。另外，以列（2）为例，对于全体居民来说，居民电力消费响应最强的两个区间（[30℃,+∞)、[25℃,30℃)）的估计系数分别为2.7千瓦时/人、1.0千瓦时/人，其中，(-∞,-10℃)和[-10℃,-5℃)两个区间并未呈现预期的显著性和数值大小关系，系南方样本在该区间的观测值趋近于零所致。此外，全体居民空调购买的回归也如预期，在极端高温的条件下受到更大的影响。总的来说，全体居民电力消费、空调购买的极端气候异质性检验提高了正文结论的稳健性。

表A1 南北方居民电力消费、空调购买的极端气候异质性

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |   |  |  |  |   |  |  |
|  | (1) | (2) | (3) |  | (4) | (5) | (6) |
|  | -0.680 | 0.021 |  |  | 2.207\*\* | 3.000\*\*\* |  |
|  | (1.390) | (1.422) |  |  | (0.945) | (0.970) |  |
|  | 0.051 | 0.762 |  |  | 1.537\*\* | 2.339\*\*\* |  |
|  | (0.959) | (0.943) |  |  | (0.763) | (0.779) |  |
|  |  |  |  |  | 5.683 | 7.082\* |  |
|  |  |  |  |  | (5.290) | (4.266) |  |
|  | -0.616 | 0.160 |  |  | 0.214 | 1.085\* |  |
|  | (0.629) | (0.592) |  |  | (0.746) | (0.576) |  |
|  |  |  |  |  | -0.862 | -1.111 |  |
|  |  |  |  |  | (1.035) | (0.674) |  |
|  | -0.957\* | -0.362 |  |  | 0.165 | 0.865 |  |
|  | (0.528) | (0.509) |  |  | (0.510) | (0.525) |  |
|  |  |  |  |  | -0.386 | -0.604 |  |
|  |  |  |  |  | (0.783) | (0.658) |  |
|  | -0.650 | -0.150 |  |  | 0.396 | 1.104 |  |
|  | (0.425) | (0.343) |  |  | (0.650) | (0.727) |  |
|  |  |  |  |  | -0.704 | -1.051 |  |
|  |  |  |  |  | (0.806) | (0.783) |  |
|  | -0.623\* |  |  |  | -0.625 |  |  |
|  | (0.368) |  |  |  | (0.516) |  |  |
|  |  |  |  |  | 0.080 |  |  |
|  |  |  |  |  | (0.731) |  |  |
|  | 1.069\*\*\* | 1.022\*\*\* | 0.126\*\* |  | -0.404 | -0.396 | 0.007 |
|  | (0.220) | (0.228) | (0.059) |  | (0.412) | (0.414) | (0.100) |
|  |  |  |  |  | 1.497\*\*\* | 1.437\*\*\* | -0.070 |
|  |  |  |  |  | (0.466) | (0.461) | (0.108) |
|  | 2.744\*\*\* | 2.697\*\*\* | 0.291\*\*\* |  | 3.910\*\* | 3.817\*\* | 1.032\*\*\* |
|  | (0.323) | (0.327) | (0.084) |  | (1.676) | (1.671) | (0.256) |
|  |  |  |  |  | -1.474 | -1.413 | -0.897\*\*\* |
|  |  |  |  |  | (1.726) | (1.718) | (0.258) |
| Control | Cli&SE | Cli&SE | Cli&SE |  | Cli&SE | Cli&SE | Cli&SE |
| Adj. W/I R2 | 0.121 | 0.117 | 0.0608 |  | 0.173 | 0.170 | 0.0645 |
| Obs | 1,319 | 1,319 | 1,346 |  | 1,062 | 1,062 | 1,014 |

## 空调能效标准异质性的补充结果

表A2展示了中国实施的强制性能效标准制度经历了多次强制性能效、能耗限额标准修订的过程。

表A2 空调的能源效率标识管理办法[[2]](#footnote-1)

| 序号 | 依据的能效标准编号 | 能效标识实施日期 |
| --- | --- | --- |
| 1 | GB 12021.3-2004 | 2005.3.1 |
| 2 | GB 12021.3-2010 | 2010.6.1 |
| 3 | GB 21455-2019 | 2020.7.1 |

表A3呈现了分年份的空调调节效应模型的回归结果。

表A3 空调调节效应：居民电力消费适应温度变化的集约边际调整途径（分年份）

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  |  |  |  |  |  |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|  | 64.649\* | 50.094 | 28.405 | 94.645\*\* | 77.349\* | 51.740 |
|  | (35.471) | (41.102) | (51.266) | (41.989) | (43.513) | (49.140) |
|  | 0.566\*\*\* | 0.706\*\*\* | 0.898\*\*\* |  |  |  |
|  | (0.198) | (0.226) | (0.281) |  |  |  |
|  |  |  |  | 0.341 | 0.535 | 0.804\*\* |
|  |  |  |  | (0.315) | (0.334) | (0.378) |
|  |  |  |  | 0.289 | 0.471 | 0.750\*\* |
|  |  |  |  | (0.294) | (0.309) | (0.343) |
|  |  |  |  | 0.294 | 0.432 | 0.634\*\* |
|  |  |  |  | (0.265) | (0.277) | (0.306) |
|  |  |  |  | 0.320 | 0.455\* | 0.640\*\* |
|  |  |  |  | (0.261) | (0.270) | (0.296) |
|  |  |  |  | 0.436\*\* | 0.601\*\*\* | 0.854\*\*\* |
|  |  |  |  | (0.220) | (0.226) | (0.255) |
|  |  |  |  | 0.508\*\* | 0.732\*\*\* | 1.078\*\*\* |
|  |  |  |  | (0.218) | (0.237) | (0.289) |
|  |  |  |  | 0.397\* | 0.561\*\* | 0.805\*\*\* |
|  |  |  |  | (0.232) | (0.244) | (0.290) |
|  | 0.111 | 0.177 | 0.271 | 0.131 | 0.144 | 0.190 |
|  | (0.322) | (0.287) | (0.272) | (0.316) | (0.277) | (0.256) |
| Control | Cli&SE | Cli&SE | Cli&SE | Cli&SE | Cli&SE | Cli&SE |
| Adj. W/I R2 | 0.229 | 0.226 | 0.218 | 0.239 | 0.239 | 0.235 |
| Obs | 893 | 893 | 893 | 893 | 893 | 893 |

#

# 稳健性检验

## 证伪检验

为了检验温度上偏度对空调购买的影响是否真实存在，而非巧合的虚假关系，我们挑选了两种非气候敏感的耐用消费品（洗衣机和移动电话）构造证伪检验。受限于市级层面耐用品数据可得性，我们仅使用了省级层面数据。表Ⅱ1结果显示，洗衣机和移动电话的估计系数在统计上均不显著，且估计系数数值也很小，证伪检验通过。此外，相比于市级层面空调的回归结果，省级层面的空调回归结果显著性下降，主要是因为省级温度平滑了各城市的温度变化，低估了气候敏感性。

表Ⅱ1 证伪检验：非气候敏感的耐用消费品（洗衣机和移动电话）

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
|  | (1) | (2) |  | (3) | (4) |  | (5) | (6) |
|  | 20.163\* | 22.776\* |  | -0.429 | 0.329 |  | 2.085 | 1.711 |
|  | (10.365) | (11.312) |  | (2.599) | (2.781) |  | (5.792) | (6.204) |
|  | 55.923 | 56.032 |  | 46.633\*\* | 46.670\*\* |  | 59.728\*\* | 59.716\*\* |
|  | (52.775) | (52.625) |  | (20.662) | (20.681) |  | (29.115) | (29.109) |
|  | -0.625 | -0.627 |  | 0.437 | 0.438 |  | 3.298\*\*\* | 3.298\*\*\* |
|  | (1.253) | (1.245) |  | (0.501) | (0.502) |  | (0.857) | (0.858) |
| Control | Yes | Yes |  | Yes | Yes |  | Yes | Yes |
| Adj. W/I R2 | 0.0592 | 0.0564 |  | 0.139 | 0.139 |  | 0.199 | 0.199 |
| Obs | 209 | 209 |  | 214 | 214 |  | 212 | 212 |

## 内生性问题检验

### 加入额外控制变量

一些基于截面数据研究家庭电力消费与空调决策的文献认为，家庭特征反映了不同的消费习惯或特点，可能会共同影响空调购买决策与电力消费决策，因此有必要对这些变量进行控制，比如，住宅面积、房屋结构、18岁以下的成员占比、户主的性别、户主的受教育年限等(Randazzo et al., 2020)。对此，在数据可得下，本文进一步控制了省级层面的性别结构、年龄结构和教育水平以检验结果的稳健性，包括男性性别占比（gender）、少年儿童抚养比（CDR）、老年人口抚养比（ODR）和平均受教育年限（educ）。

表Ⅱ2显示了控制性别结构、年龄结构和教育水平后空调中介效应的回归结果，表Ⅱ3显示了控制上述变量后空调调节效应的回归结果。对比正文表4和表5的结果，两者对应温度舒适区的回归结果都没有显著差异，空调和温度上偏度的估计系数的方向一致，大小相近。这验证了正文结果的稳健性。

在四个新加的控制变量中，只有少年儿童抚养比（CDR）的显著性比较稳定，在中介效应第三阶段以及调整效应方程中显著为负，在中介效应第二阶段方程中显著为正。对于这有趣的发现，本文给出的解释是：少年儿童属于高温下的脆弱人群，高的少年儿童抚养比会促进空调购买决策，但居民以家庭为单位进行空调购买决策，儿童与父母同居（以家庭为单位共用空调），而表Ⅱ2和表Ⅱ3的被解释变量为人均居民电力消费（ele），因此，儿童与父母共用空调对人均居民电力消费的负向影响抵消了儿童作为脆弱人群的正向影响。其他控制变量（gender，ODR，educ）的显著性不高，只有微弱证据表明，教育水平显著促进了居民的空调购买决策，老年人口抚养比促进了人均居民电力消费，后者产生的原因很可能是老年人独立门户生活居多，这是与少年儿童不同的地方。

表Ⅱ2 空调中介效应：居民电力消费适应温度变化的广延边际调整途径（额外控制变量）

|  |  |
| --- | --- |
|  |  |  |  |  |  |  |  |
|  | (1) | (2) | (3) |  | (4) | (5) | (6) |
|  | 13.709\*\*\* | 15.700\*\*\* | 17.133\*\*\* |  | 27.874\*\*\* | 36.569\*\*\* | 48.935\*\*\* |
|  | (4.233) | (4.674) | (5.338) |  | (7.155) | (8.178) | (9.953) |
|  |  |  |  |  | -22.328\*\*\* | -28.574\*\*\* | -38.414\*\*\* |
|  |  |  |  |  | (6.556) | (7.486) | (9.223) |
|  | -1.190\* | -1.281\* | -1.346\*\* |  | 0.158 | 0.117 | 0.032 |
|  | (0.647) | (0.652) | (0.658) |  | (0.834) | (0.832) | (0.831) |
|  | 0.499 | 0.493 | 0.493 |  | 1.217\*\* | 1.210\*\* | 1.197\*\* |
|  | (0.427) | (0.425) | (0.422) |  | (0.543) | (0.542) | (0.540) |
|  | 0.434 | 0.448 | 0.457 |  | -0.799 | -0.793 | -0.788 |
|  | (0.606) | (0.609) | (0.611) |  | (0.643) | (0.643) | (0.644) |
|  | -0.648 | -0.520 | -0.629 |  | 9.576\*\* | 9.868\*\* | 10.046\*\* |
|  | (3.899) | (3.885) | (3.867) |  | (4.271) | (4.240) | (4.212) |
| Obs | 1,218 | 1,218 | 1,218 |  | 920 | 920 | 920 |
| Adj. W/I R2 | 0.0803 | 0.0807 | 0.0794 |  | 0.0796 | 0.0843 | 0.0882 |
|  |  |  |  |  |  |  |  |
|  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |  |
|  | (1) | (2) | (3) |  | (4) | (5) | (6) |
|  | 0.740\*\*\* | 0.756\*\*\* | 0.772\*\*\* |  | 0.639\*\* | 0.629\*\* | 0.615\*\* |
|  | (0.231) | (0.236) | (0.238) |  | (0.273) | (0.278) | (0.278) |
|  | 138.568\*\*\* | 152.695\*\*\* | 167.098\*\*\* |  | 129.180\*\* | 157.472\*\* | 196.246\*\* |
|  | (17.818) | (19.736) | (22.378) |  | (56.838) | (71.492) | (97.621) |
|  |  |  |  |  | 6.135 | -2.123 | -21.787 |
|  |  |  |  |  | (54.910) | (69.136) | (94.832) |
|  | -12.888\* | -13.686\* | -14.396\*\* |  | -4.423 | -4.977 | -5.440 |
|  | (6.816) | (6.972) | (7.150) |  | (4.331) | (4.464) | (4.577) |
|  | -6.095\*\*\* | -5.890\*\*\* | -6.001\*\*\* |  | -5.019\*\* | -4.837\*\* | -4.987\*\* |
|  | (2.090) | (2.045) | (2.078) |  | (2.134) | (2.112) | (2.144) |
|  | 4.963 | 4.420 | 4.415 |  | 1.347 | 1.252 | 1.279 |
|  | (3.455) | (3.100) | (3.018) |  | (2.417) | (2.303) | (2.272) |
|  | 1.750 | 4.568 | 3.389 |  | -3.123 | -2.959 | -3.309 |
|  | (18.858) | (19.613) | (19.688) |  | (13.970) | (13.639) | (13.413) |
| Obs | 893 | 893 | 893 |  | 709 | 709 | 709 |
| Adj. W/I R2 | 0.229 | 0.225 | 0.219 |  | 0.305 | 0.312 | 0.309 |
| Control  | Cli&SE | Cli&SE | Cli&SE |  | Cli&SE | Cli&SE | Cli&SE |
| AC purchase | 6.8% | 7.2% | 7.3% |  | N： 12.1%S： 2.6% | N： 12.7%S： 3.1% | N： 13.3%S： 3.6% |

表Ⅱ3 空调调节效应：居民电力消费适应温度变化的集约边际调整途径（额外控制变量）

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  |  |  |  |  |  |  |
|  | (1) | (2) | (3) |  | (4) | (5) | (6) |
|  | 41.865 | 28.569 | 8.254 |  | 50.547 | 62.274 | 74.927 |
|  | (33.624) | (41.234) | (51.918) |  | (53.034) | (67.151) | (90.470) |
|  | 0.676\*\*\* | 0.822\*\*\* | 1.011\*\*\* |  | 0.769\*\*\* | 0.852\*\*\* | 1.048\*\*\* |
|  | (0.184) | (0.224) | (0.283) |  | (0.201) | (0.248) | (0.308) |
|  |  |  |  |  | -33.358 | -42.481 | -71.751 |
|  |  |  |  |  | (53.488) | (66.949) | (91.012) |
|  | 0.002 | 0.100 | 0.226 |  | -0.321 | -0.156 | -0.038 |
|  | (0.292) | (0.270) | (0.260) |  | (0.317) | (0.301) | (0.291) |
|  | -39.100 | -46.722 | -49.350 |  | 38.174\*\* | 36.195\* | 34.533\* |
|  | (31.911) | (34.731) | (36.528) |  | (17.197) | (19.522) | (19.832) |
|  |  |  |  |  | -29.385 | -43.003\*\* | -39.327\*\* |
|  |  |  |  |  | (18.056) | (18.168) | (18.560) |
|  | -12.635\* | -13.243\* | -13.730\* |  | -4.125 | -4.553 | -4.887 |
|  | (6.893) | (7.061) | (7.221) |  | (4.365) | (4.585) | (4.708) |
|  | -6.245\*\*\* | -6.113\*\*\* | -6.168\*\*\* |  | -5.771\*\*\* | -5.523\*\*\* | -5.598\*\*\* |
|  | (2.014) | (1.989) | (2.032) |  | (2.087) | (2.077) | (2.108) |
|  | 7.347\*\* | 6.798\*\* | 6.441\*\* |  | 3.790 | 3.641 | 3.362 |
|  | (3.417) | (3.159) | (3.072) |  | (2.388) | (2.308) | (2.273) |
|  | 1.100 | 2.712 | -0.426 |  | -5.649 | -4.899 | -6.775 |
|  | (19.024) | (19.775) | (19.771) |  | (13.614) | (13.348) | (13.104) |
| Control | Cli&SE | Cli&SE | Cli&SE |  | Cli&SE | Cli&SE | Cli&SE |
| Adj. W/I R2 | 0.250 | 0.246 | 0.239 |  | 0.353 | 0.354 | 0.348 |
| Obs | 893 | 893 | 893 |  | 709 | 709 | 709 |
| AC use | 64.7% | 76.5% | 93.3% |  | N： 55.1%S： 86.5% | N： 52.5%S： 86.0% | N： 53.1%S： 97.9% |

### 基于Lewbel(2012)异方差识别策略的估计结果

本文中介效应第三阶段真实数据的生成过程很可能如图Ⅱ1，方程具有内生性问题，从而影响系数的准确估计。对于包含内生变量的线性回归，Lewbel(2012)提供了一种当内生变量M缺乏满足相关性、排除限制条件的传统外部工具变量时，基于（2）式中异方差$ε\_{M}$包含的信息构建工具变量的估计方法[[3]](#footnote-2)。Lewbel(2012)估计量需要以下关键假设成立：$Cov\left(Z,ε\_{Y\_{2}}ε\_{M}\right)=0$和$Cov\left(Z,ε\_{M}^{2}\right)=0$，其中，$Z=X$或Z是X变量组的子集[[4]](#footnote-3)。在从M对D、X的OLS回归中获得残差$\hat{ε\_{M}}$之后，可以使用X和$\left(Z−\overbar{Z}\right)\hat{ε\_{M}}$作为工具变量（$\overbar{Z}$为Z的均值），通过Y对D、M、X的2SLS回归估计$β\_{0}$、$β\_{1}$、$β\_{2}$、$β\_{3}$。最后，我们使用Breusch and Pagan(1979)检验的F统计量来验证所需的$ε\_{M}$异方差条件的存在，并使用不可识别检验的Anderson LM 统计量、弱工具变量检验的Cragg-Donald Wald F统计量、过度识别检验的Hansen J统计量来验证Lewbel(2012)方法使用的恰当性。



， （Ⅱ1）

， （Ⅱ2）

其中，Y对应居民电力消费ele，D对应温度上偏度CDD，M对应居民平均每百户空调拥有量AC，X是其他外生的控制变量。

图Ⅱ1 数据生成过程及对应线性模型

异方差识别策略的估计结果表Ⅱ4所示[[5]](#footnote-4)。可以看到，首先，温度上偏度（CDD）和居民平均每百户空调拥有量（AC）的估计系数的符号均显著地符合预期，说明正文中“气候变暖通过空调购买途径影响居民电力消费”的结论是稳健的。其次，在构建工具变量缓解内生性后，相比于正文表4的估计结果，空调中介效应增大，温度上偏度的直接效应减小，说明正文对于空调购买途径的占比测算由于内生性的存在有一定程度的低估，实际上空调购买途径对提高居民电力消费的贡献比重应更大。值得注意的是，异方差识别策略的IV估计量和正文的双向固定效应估计量的差异比较均未通过Hausman检验，即差异不显著，这表明在正文设定的双向固定效应模型中，空调变量AC的内生性在统计意义上是不显著的。

表Ⅱ4 基于异方差构造工具的空调中介效应模型第三阶段回归结果

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  |  |  |  |  |  |  |
|  | (1) | (2) | (3) |  | (4) | (5) | (6) |
|  | 1.422\*\*\* | 1.433\*\*\* | 1.498\*\*\* |  | 1.187\*\*\* | 1.163\*\*\* | 1.207\*\*\* |
|  | (0.549) | (0.545) | (0.546) |  | (0.416) | (0.405) | (0.406) |
|  | 139.491\*\*\* | 150.164\*\*\* | 162.184\*\*\* |  | 127.730\*\*\* | 150.962\*\*\* | 182.079\*\*\* |
|  | (18.605) | (20.989) | (24.300) |  | (36.225) | (44.549) | (58.382) |
|  |  |  |  |  | 12.211 | 7.444 | -5.609 |
|  |  |  |  |  | (32.854) | (40.428) | (53.788) |
| Control | Cli & SE | Cli & SE | Cli & SE |  | Cli & SE | Cli & SE | Cli & SE |
| Obs | 893 | 893 | 893 |  | 709 | 709 | 709 |
| Hausman Test | 0.339 | 0.345 | 0.294 |  | 0.402 | 0.391 | 0.162 |
| BP Test | 0.000 | 0.000 | 0.000 |  | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Overid Test | 0.978 | 0.968 | 0.970 |  | 0.443 | 0.443 | 0.451 |
| Underid Test | 23.477\*\*\* | 23.241\*\*\* | 23.321\*\*\* |  | 31.991\*\*\* | 32.571\*\*\* | 32.503\*\*\* |
| Weakid Test | 16.728\* | 16.716\* | 16.883\* |  | 19.297\*\* | 20.373\*\* | 20.421\*\* |
| AC purchase | 13.2% | 13.7% | 14.1% |  | N：20.3%S：3.4% | N：21.7%S：4.4% | N：24.2%S：5.4% |

注：构造工具的Z集合为年度虚拟变量dYearn[[6]](#footnote-5)；Hausman Test、BP Test、Overid Test为p值，Underid Test、Weakid Test为对应统计量。

## （三）历史空调存量对空调购买决策的影响

### 1.扩散模型检验

在全球变暖的背景下，近年来空调工业品销量增速却在下滑，支持了空调“饱和点”的存在（图A1），即空调购买决策对温度上偏度的响应受到当前空调扩散度的抑制，空调扩散度越接近饱和度，这种抑制作用越强。故本部分在考虑空调“饱和点”因素的前提下，检验“温度上偏度增大促进空调购买决策”这一结论的稳健性。

McNeil and Letscher(2009)构建的耐用品扩散模型能较好地刻画空调“饱和点”的性质，本文在此基础上引入、和，得到空调消费品具有S型扩散函数的回归方程：

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | ， | （Ⅱ3） |

其中，空调饱和度分别设定为217、201、186[[7]](#footnote-6)。为重点关注系数，若温度上偏度与空调购买满足正相关关系，则该系数估计应该显著为负。表Ⅱ5显示了扩散模型的检验结果。可以看到，温度上偏度()估计系数基本符合预期，表明“温度上偏度增大，使得空调扩散度提高”这一结论是稳健的。从方程（3）容易推出，在空调拥有量样本均值处温度上偏度对空调拥有量的边际影响可由表达式计算得到，结果在表Ⅱ5最后一行给出。

表Ⅱ5 空调响应温度上偏度的扩散模型

|  |  |
| --- | --- |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
|  | (1) | (2) |  | (3) | (4) |  | (5) | (6) |
|  | -0.225\*\*\* | -0.305\*\* |  | -0.260\*\*\* | -0.366\*\* |  | -0.273\*\* | -0.407\* |
|  | (0.081) | (0.136) |  | (0.095) | (0.174) |  | (0.115) | (0.219) |
| Control | Cli & SE | Cli & SE |  |  Cli & SE | Cli & SE |  | Cli & SE | Cli & SE |
| Adj. W/I R2 | 0.028 | 0.026 |  | 0.041 | 0.039 |  | 0.043 | 0.042 |
| Obs | 1149 | 1149 |  | 1113 | 1113 |  | 1085 | 1085 |
| AC在均值处的边际效应 | 13.119 | 18.512 |  | 14.409 | 21.496 |  | 14.303 | 22.894 |

注：此处空调购买决策仅考虑温度上偏度，和表示构造对应温度上偏度时所覆盖的温度区间。

### 2.控制了历史空调存量影响的动态面板模型估计结果

在AC作为被解释变量的方程中加入AC的滞后项LAC用以控制历史存量的影响，会形成一个具有双向固定效应的动态面板模型。针对动态面板模型，我们采用目前已经比较成熟的估计方法和事后检验保证模型估计结果的可靠性；针对空调历史存量可能存在的非线性影响，特别是与CDD交互发生的非线性影响，我们在动态面板模型中加入了CDD与LAC的交互项CDD$×$LAC。估计方法的具体设定如下：表Ⅱ6的第（1）、（3）、（5）列是差分GMM估计量，第（2）、（4）、（6）列是Arellano and Bover(1995)提出的用于非平衡面板数据能保留更多样本信息的FOD估计量[[8]](#footnote-7)。最后三行给出了序列相关检验以及过度识别检验的p值，从中看到二阶序列检验AR(2)不显著，过度识别检验Overid不显著，表明这些动态模型设定具有较高的可靠性。

下面分析估计结果。从表Ⅱ6看到，在控制了AC的历史存量LAC以及LAC与CDD的交互影响后，CDD的符号和大小仍能与正文表4的估计结果接近，同时CDD$×$Loc的符号仍能保持为负，但数值变小且显著性降低，这应该是因为“南方居民每百户空调拥有量更高的事实”导致CDD$×$Loc与CDD$×$LAC会包含较多的相同信息，CDD$×$LAC的加入会剥夺CDD$×$Loc的部分解释能力以及增加多重共线程度。CDD$×$LAC虽然在绝大部分情况不显著，但符号为负，与上述解释非常相符。总的来说，动态面板模型的结果验证了正文表4的结果在多种变化下，包括加入了LAC、CDD$×$LAC，样本量减少以及估计方法发生变化，仍具有较强的稳健性。

当然，动态面板模型实际是无穷阶几何滞后（Geometric-Lag）模型，因此该估计不仅验证了CDD当期影响的稳健性，同时也看到了CDD及相关交互项的无穷阶滞后的动态影响。本文进行滞后效应稳健性讨论的模型（表Ⅱ7和表Ⅱ9中以AC作为被解释变量的回归）是有限分布滞后（Finite Distributed-Lag）模型。两种模型设定各有优缺点，几何滞后模型通过“滞后系数只能呈正的几何衰减的设定”换取“待估参数数量的减少”；有限分布滞后模型不对滞后系数的模式进行任何限制，但待估参数数量会随着滞后阶数的增加而快速增加。本问题动态性的来源是CDD对空调消费可能存在的滞后影响，我们更偏向于利用有限分布滞后模型对此效应进行建模，就是假定当期空调的决策最多只受到CDD有限滞后的影响，我们认为这样的设定更加符合人们受热需求驱动的空调决策行为规律。

表Ⅱ6 居民每百户空调拥有量的动态面板模型估计

|   | AC |  | AC |  | AC |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  |  |  |  |  |
|  | 差分GMM | Fod |  | 差分GMM | Fod |  | 差分GMM | Fod |
|  | (1) | (2) |  | (3) | (4) |  | (5) | (6) |
|  | 0.811\*\*\* | 0.845\*\*\* |  | 0.808\*\*\* | 0.837\*\*\* |  | 0.803\*\*\* | 0.817\*\*\* |
|  | (0.105) | (0.070) |  | (0.107) | (0.072) |  | (0.104) | (0.072) |
|  | 28.573\*\*\* | 27.749\*\*\* |  | 37.965\*\*\* | 37.205\*\*\* |  | 51.366\*\*\* | 51.414\*\*\* |
|  | (8.463) | (9.725) |  | (10.225) | (11.854) |  | (12.303) | (14.884) |
|  | -14.322\*\* | -11.159\* |  | -18.014\*\* | -12.148 |  | -23.491\*\*\* | -14.025 |
|  | (6.019) | (6.437) |  | (7.233) | (8.078) |  | (8.989) | (10.385) |
|  | -0.025 | -0.039 |  | -0.042 | -0.072 |  | -0.070 | -0.121\* |
|  | (0.035) | (0.036) |  | (0.045) | (0.047) |  | (0.059) | (0.065) |
| Constant | -38.744 | -11.208 |  | -42.777 | -6.369 |  | -51.638 | -6.675 |
|  | (50.706) | (42.179) |  | (51.079) | (43.129) |  | (52.614) | (44.038) |
| Obs | 819 | 819 |  | 819 | 819 |  | 819 | 819 |
| AR(1) | 0.000 | 0.000 |  | 0.000 | 0.000 |  | 0.000 | 0.000 |
| AR(2) | 0.388 | 0.368 |  | 0.331 | 0.312 |  | 0.373 | 0.351 |
| Overid | 0.131 | 0.330 |  | 0.280 | 0.362 |  | 0.176 | 0.317 |

注：\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1，括号中是稳健标准误，已控制城市与年份固定效应，最后三行是检验的p值。

## 历史温度的滞后效应检验

### 滞后一期温度上偏度对空调购买和空调使用的影响

不同于一般消费品的即期决策，居民购买空调时可能会存在滞后效应，即当期购买决策可能受过往温度的影响。对此，本部分在正文广延边际调整方程（3）和（4）中加入温度偏离度的滞后一期以及其与地理位置虚拟变量的交互项，以此分析结果稳健性。表Ⅱ7结果显示，在控制了滞后一期温度偏离度后，当期空调购买依然显著地中介了当期居民电力消费对当期温度上偏度的响应，且相同回归条件下空调中介效应的占比相近，表明广延边际调整模型的回归结果是稳健的。

下面本文进一步分析空调购买及居民电力消费是否存在滞后效应，以及当期空调购买是否在居民电力消费的滞后效应中发挥了中介作用。在中介效应第二阶段的回归中，滞后一期的温度上偏度（）尽管未通过显著性水平测试，但随着舒适区上界阈值的增大，数值逐渐增大，且显著性水平迅速提升至接近10%的水平，因此，可以合理推断，在北方地区，上期高温的经历很可能会影响当期的空调购买，其大小取决于上期高温的极端程度。相比之下，与的系数之和并没有呈现明显的增大趋势，即南方的空调购买不存在滞后效应。在中介效应第三阶段回归中，在控制了当期温度上偏度对居民电力消费的直接效应和滞后一期温度上偏度对居民电力消费的直接效应后，当期空调的估计系数显著为正，表明当上期经历极端高温时，由于北方空调购买存在滞后效应，空调购买滞后效应将中介居民电力消费滞后效应；同时，滞后一期温度上偏度对居民电力消费的直接效应极不显著，说明上期极端高温完全通过影响当期空调购买，进而对当期北方居民电力消费产生影响。该结论预示，北方地区的空调广延边际调整途径存在一定的跨期效应。

表Ⅱ7 空调中介效应：居民电力消费适应温度变化的广延边际调整途径（滞后一期）

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
|  | (1) | (2) |  | (3) | (4) |  | (5) | (6) |
|  |  | 0.597\*\* |  |  | 0.609\*\* |  |  | 0.598\*\* |
|  |  | (0.278) |  |  | (0.288) |  |  | (0.290) |
|  | 25.788\*\*\* | 135.365\*\* |  | 33.454\*\*\* | 162.616\*\* |  | 44.774\*\*\* | 201.413\*\* |
|  | (7.074) | (52.884) |  | (8.028) | (66.784) |  | (9.724) | (91.782) |
|  | -21.181\*\*\* | 6.220 |  | -26.327\*\*\* | -0.147 |  | -35.354\*\*\* | -18.319 |
|  | (6.164) | (50.770) |  | (7.096) | (64.629) |  | (8.817) | (89.214) |
|  | 6.231 | 8.511 |  | 10.673 | 14.157 |  | 15.103 | 15.136 |
|  | (7.610) | (32.111) |  | (8.939) | (38.672) |  | (10.925) | (49.562) |
|  | -5.967 | 5.425 |  | -9.869 | 1.167 |  | -14.092 | 1.862 |
|  | (7.541) | (30.634) |  | (8.846) | (36.480) |  | (10.856) | (46.697) |
| Control | Cli & SE | Cli & SE |  | Cli & SE | Cli & SE |  | Cli & SE | Cli & SE |
| Adj. W/I R2 | 0.0663 | 0.296 |  | 0.0717 | 0.303 |  | 0.0760 | 0.299 |
| Obs | 920 | 709 |  | 920 | 709 |  | 920 | 709 |
| AC purchase |  | N：10.2%S：1.9% |  |  | N：11.1%S：2.6% |  |  | N：11.7%S：3.0% |

表I8给出滞后一期的温度偏离度后集约边际调整模型的结果，可以看到，当期的温度上偏度和空调的交互项()与正文估计系数方向一致，大小相近，而滞后一期的温度上偏度和空调的交互项（）未通过显著性测试，表明滞后一期的温度上偏度不会在当期通过空调使用途径影响居民电力消费。

表Ⅱ8 空调调节效应：居民电力消费适应温度变化的集约边际调整途径（滞后一期）

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  |  |  |  |  |  |  |
|  | (1) | (2) | (3) |  | (4) | (5) | (6) |
|  | 79.349\*\* | 62.101 | 39.720 |  | 51.125 | 67.332 | 82.755 |
|  | (35.507) | (38.416) | (49.672) |  | (49.156) | (62.914) | (85.500) |
|  | 0.473\*\* | 0.622\*\*\* | 0.810\*\*\* |  | 0.774\*\*\* | 0.824\*\*\* | 0.992\*\*\* |
|  | (0.194) | (0.201) | (0.256) |  | (0.185) | (0.228) | (0.292) |
|  |  |  |  |  | -26.144 | -32.492 | -58.658 |
|  |  |  |  |  | (48.756) | (62.276) | (85.680) |
|  | 14.736 | 8.733 | 3.793 |  | 35.856 | 36.508 | 32.139 |
|  | (23.370) | (24.871) | (27.801) |  | (34.646) | (40.282) | (50.700) |
|  | 0.117 | 0.177 | 0.215 |  | -0.080 | -0.041 | -0.005 |
|  | (0.132) | (0.144) | (0.158) |  | (0.113) | (0.122) | (0.141) |
|  |  |  |  |  | -12.938 | -17.908 | -19.232 |
|  |  |  |  |  | (32.654) | (38.855) | (49.538) |
| Control | Cli&SE | Cli&SE | Cli&SE |  | Cli&SE | Cli&SE | Cli&SE |
| Adj. W/I R2 | 0.242 | 0.242 | 0.233 |  | 0.340 | 0.342 | 0.335 |
| Obs | 893 | 893 | 893 |  | 709 | 709 | 709 |
| AC use | 40.3% | 53.2% | 69.8% |  | N：55.0%S：81.6% | N：49.7%S：77.2% | N：49.2%S：85.5% |

### 滞后两期温度上偏度对空调购买的影响

表Ⅱ9显示了中介效应模型中空调、居民电力消费响应温度上偏度的滞后两期的效应，可以看到，当期空调购买依然显著地中介了当期居民电力消费对当期温度上偏度的响应，且与未控制滞后效应的中介效应模型相比，估计结果大致相同。同时，回归结果依旧支持了以下结论：当以前年份经历极端高温时，北方地区很可能会存在空调购买的滞后效应，居民将会通过广延边际调整行为（空调的购买决策）以适应长期气候变化的影响。

表Ⅱ9 空调中介效应：居民电力消费适应温度变化的广延边际调整途径（滞后两期）

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  |  |  |  |  |  |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|  |  | 0.571\*\* |  | 0.580\*\* |  | 0.569\*\* |
|  |  | (0.267) |  | (0.274) |  | (0.276) |
|  | 28.524\*\*\* | 156.269\*\* | 39.804\*\*\* | 192.388\*\* | 56.613\*\*\* | 239.133\* |
|  | (9.190) | (72.027) | (10.684) | (91.228) | (13.179) | (123.169) |
|  | -24.467\*\*\* | -3.858 | -31.693\*\*\* | -6.509 | -44.649\*\*\* | -19.514 |
|  | (8.520) | (71.715) | (9.993) | (91.417) | (12.538) | (124.246) |
|  | 3.844 | 8.227 | 5.830 | 11.463 | 6.709 | 12.229 |
|  | (6.235) | (26.760) | (7.160) | (33.209) | (8.440) | (39.840) |
| p值 | 0.538 | 0.759 | 0.417 | 0.731 | 0.428 | 0.759 |
|  | -3.826 | 15.118 | -5.308 | 14.451 | -5.966 | 17.902 |
|  | (6.195) | (24.205) | (7.098) | (30.019) | (8.377) | (35.376) |
| p值 | 0.538 | 0.533 | 0.456 | 0.631 | 0.477 | 0.614 |
|  | 3.901 | 42.991 | 10.602 | 68.061 | 19.873\* | 86.915 |
|  | (6.982) | (39.585) | (8.472) | (52.158) | (10.845) | (64.861) |
| p值 | 0.577 | 0.280 | 0.213 | 0.194 | 0.069 | 0.183 |
|  | -5.150 | 4.165 | -9.892 | -8.250 | -17.355 | -14.954 |
|  | (7.152) | (38.284) | (8.579) | (51.134) | (10.895) | (64.371) |
| p值 | 0.473 | 0.914 | 0.251 | 0.872 | 0.113 | 0.817 |
| Control  | Cli&SE | Cli&SE | Cli&SE | Cli&SE | Cli&SE | Cli&SE |
| Adj. W/I R2 | 0.0645 | 0.315 | 0.0711 | 0.327 | 0.0775 | 0.324 |
| Obs | 920 | 709 | 920 | 709 | 920 | 709 |
| AC purchase |  | N：9.4%S：1.5% |  | N：10.7%S：2.5% |  | N：11.9%S：3.0% |

#

# 相对湿度异质性

大量研究表明，体感温度除了受到温度影响外还受到湿度、风速、辐射等气候指标的综合影响。居民电力消费对居民舒适需求的响应，本质上是对体感温度产生响应。由于本文关注的居民部门电力消费大多发生在室内环境，风速和辐射对体感温度影响可忽略不计。鉴于此，本部分在正文方程（2）和方程（3）基础上引入和两个交互项，讨论居民电力消费和空调购买响应温度偏离度时在相对湿度[[9]](#footnote-8)上的异质性，其中和分别表示夏季相对湿度和冬季相对湿度。

表Ⅲ1呈现了相对湿度异质性检验的回归结果。对于居民电力消费响应温度上偏度()的相对湿度异质性，从统计意义来说，其与夏季相对湿度的交互项()的显著性水平随着舒适区上界阈值的增大而提高，t检验p值依次为0.359、0.245、0.109，从经济意义来说，该交互项的估计系数均具有预期的正符号，且数值大小随着舒适区上界阈值的增大而增大，以[14℃,25℃]舒适区为例，在控制变量的情况下，夏季相对湿度每提升1%，将使得居民电力消费对于温度上偏度的响应强化约2.2千瓦时/人。由于相对湿度加剧了极端高温下的热不适性，并随着空气温度提升持续强化对体感温度的影响（朱寿燕等，2020)，可以合理预期随着舒适区上界阈值的提高，该交互项的显著性水平和数值大小将随之增加。对于居民电力消费响应温度下偏度()的相对湿度异质性，从统计意义来说，其与冬季相对湿度的交互项()的估计系数均未通过显著性水平测试，从经济意义来说，该交互项的估计系数均具有预期的正符号，但数值远小于的估计系数，这可能与极端高温比极端低温具有更强的影响有关，说明居民电力消费对温度下偏度的响应函数不存在显著的相对湿度异质性，尽管理论上相对湿度同样会加剧了极端低温下的热不适性。

对于空调购买响应温度上偏度()的相对湿度异质性，不同的舒适区组别的回归结果分别呈现于列（4）到列（6）。从统计意义来说，其与夏季相对湿度的交互项()的估计系数的均在5%的显著性水平下为正，且数值大小随着舒适区上界阈值的增大而增大，支持了极端高温条件下相对湿度对体感温度的正向强化作用。以[14℃,25℃]舒适区为例，在控制变量的情况下，夏季相对湿度每提升1%，将使得空调购买对于温度上偏度的响应强化约1.1台/每百户，空调购买的相对湿度异质性得以验证。需要说明，回归样本中，南方城市的夏季相对湿度的5%分位数为72.4%，北方城市的夏季相对湿度的最小值为50.5%，故对于绝大多数观测值来说，温度上偏度对居民电力消费的边际影响始终为正。

表Ⅲ1 南北方居民电力消费、空调购买的相对湿度异质性

|  |   |  |   |
| --- | --- | --- | --- |
|  |   |   |   |  |  |   |   |
|  | (1) | (2) | (3) |  | (4) | (5) | (6) |
|  | -1.874 | -26.496 | -92.140 |  | -44.222\* | -52.519 | -67.572 |
|  | (134.526) | (164.139) | (206.341) |  | (25.417) | (32.834) | (44.459) |
|  | 35.539 | 18.211 | -18.018 |  | -18.939\*\*\* | -24.905\*\*\* | -34.520\*\*\* |
|  | (43.403) | (53.980) | (73.624) |  | (6.768) | (7.749) | (9.665) |
|  | 1.444 | 2.234 | 3.845 |  | 0.889\*\* | 1.108\*\* | 1.457\*\* |
|  | (1.569) | (1.915) | (2.383) |  | (0.344) | (0.448) | (0.610) |
|  | 33.137\*\* | 38.200\*\* | 41.631\*\* |  |  |  |  |
|  | (16.552) | (18.311) | (18.700) |  |  |  |  |
|  | -42.666\*\*\* | -37.987\*\*\* | -33.714\*\*\* |  |  |  |  |
|  | (13.632) | (12.693) | (12.742) |  |  |  |  |
|  | 0.096 | 0.062 | 0.027 |  |  |  |  |
|  | (0.149) | (0.170) | (0.177) |  |  |  |  |
| Control | Cli & SE | Cli & SE | Cli & SE |  | Cli & SE | Cli & SE | Cli & SE |
| Adj. W/I R2 | 0.197 | 0.204 | 0.206 |  | 0.0476 | 0.0501 | 0.0518 |
| Obs | 1062 | 1062 | 1062 |  | 920 | 920 | 920 |

参考文献

1. Arellano, M.A., and O.Bover, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models",*Journal of Econometrics*, 1995, 68, 29-51.
2. Breusch, T. S.,and A. R.Pagan, "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation", *Econometrica*, 1979, 47(5), 1287-1294.
3. Lewbel, A., "Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models", Journal of Business & Economic Statistics, 2012, 30(1), 67－80.
4. Randazzo, T., D. E. Cian, and N. M. Mistry, "Air Conditioning and Electricity Expenditure: The Role of Climate in Temperate Countries", *Economic Modelling*, 2020, 90, 273－287.

**注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处**。

1. 列（5）各温度区间的估计系数显著性总体优于列（4），大部分都具有15%以内的显著性，表明较大基准组区间捕捉了更多极端天气的信息，故以列（5）为例进行分析。 [↑](#footnote-ref-0)
2. 能效标识备案信息系统，载中国能效标识网：<https://www.energylabel.com.cn/search/pubintro.html>，2023年2月19日访问。 [↑](#footnote-ref-1)
3. 基于异方差识别策略构建工具变量的估计方法适用于：①缺乏外部工具变量的情形；②和外部工具变量一起使用提高其有效性。 [↑](#footnote-ref-2)
4. Lewbel(2012)的方法可以使用控制变量组X或其子集变量组Z基于异方差构建工具变量，以满足该估计方法所需要的假设。在Lewbel(2012)的模型中，处理变量D（对应本文的温度偏离度）是控制变量向量组X的一个子集，此处基于回归方程清晰性的考虑拆开表示。 [↑](#footnote-ref-3)
5. 本文尝试了多种Z取X的不同子集以构造工具的回归，不同构造工具所需的$ε\_{M}$异方差条件均通过Breusch and Pagan(1979)检验、不可识别检验、弱工具变量检验及过度识别检验。相同条件下不同构造工具的估计系数数值相近，篇幅所限，仅呈现其中一种。 [↑](#footnote-ref-4)
6. Lewbel（2012）方法所使用的Stata命令为ivreg2h，该命令无法固定时间效应，故笔者生成年度虚拟变量dYearn（即dYear4、dYear5、dYear6、dYear7、dYear8、dYear9）对时间效应进行固定，若为201n年，则dYearn取1，反之取0。 [↑](#footnote-ref-5)
7. 本文分别以中国所有城市空调拥有量观测值的95%、92.5%、90%分位数对空调饱和度进行估计，需要指出，由于忽略了地域因素，这种取值策略存在高估大部分地区空调饱和度的风险。 [↑](#footnote-ref-6)
8. 两种估计量都是采用stata的xtdpdgmm命令估计，选项组合均为：解释变量滞后两阶及以上才作为工具变量、两步估计（twostep）、Windmeijer(2005)有限样本修正标准误和工具变量折叠处理（collapse，克服GMM算法中太多工具变量的问题）。 [↑](#footnote-ref-7)
9. 相对湿度是指在一定温度和压力下，空气中实际水分含量与饱和空气中水蒸气含量之比。湿度会直接影响人体皮肤的蒸发散热，以及通过皮肤的水分扩散，继而影响人体代谢平衡，从而影响人体温度、热感觉。 [↑](#footnote-ref-8)