

集中供暖要跨过淮河吗?

——基于中国家庭能源消费数据的估计

晋 昶 王宇澄 郑新业^{*}

摘要 利用中国家庭能源消费数据,本文运用断点回归方法比较了集中供暖和分户采暖模式下居民能源消费和用能行为的差异。研究发现,集中供暖显著增加了每个供暖季的能源消费和能源支出。但从能源效率角度看,集中供暖的单位能耗和单位支出相对更低。本文构建了一个居民采暖支出模型,通过反事实模拟发现,集中供暖若改为按供热用度收费,目前集中供暖居民的采暖支出将减少35%以上。我们建议,应当基于市场化的集中供暖服务,推行两部制定价方式。

关键词 集中供暖, 断点回归设计, 能源效率

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2020.01.14

一、引言

作为经济高速增长的发展中国家,中国的能源需求也经历了高速增长(Wolfram *et al.*, 2012)。到2035年,中国在全世界能源消费中的占比将超过四分之一。¹居民部门能源消费的增加是能源需求增加的重要因素,其中供暖用能是居民能源消费的重要组成部分。据估算,供暖能耗占到居民能耗的47%。在集中供暖方面,目前中国拥有全世界规模最大的集中供热管网,供热面积年平均增速超过12%,如图1。在城镇化进程中,集中供热面积和供热能力的持续增长,必然导致集中供暖能耗的增加。加之中国集中供暖燃料以煤炭为主,这在一定程度上加重了对环境的污染和对健康的威胁(Ebenstein *et al.*, 2017)。除此之外,随着人均可支配收入的提高,非集中供暖的居民

* 晋晶, 中国人民大学经济学院; 王宇澄, 美国匹兹堡大学经济系; 郑新业, 中国人民大学应用经济学院。通信作者及地址: 郑新业, 北京市海淀区中关村大街59号, 1000872; 电话: (010) 82500378; E-mail: zhengxinye@ruc.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金(71774165)、中国人民大学科学基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)(17XNS001, 11XNL004)对本文的资助。本文曾在能源经济与政策专题研讨会上汇报。作者感谢崔静波、魏楚及其他与会者的宝贵意见。作者还特别感谢匿名审稿人的有益建议和编辑老师的帮助。作者为可能的错误和遗漏负责。

¹ 资料来源: 英国石油公司,《BP世界能源展望2017》。

对冬季取暖的需求也逐渐上升，居民家庭自采暖设备（空调、电暖器和小锅炉等）拥有量快速增加。据统计²，1990 年每百户家庭空调拥有量仅为 0.34 台，而到 2011 年每户家庭平均拥有量为 1.22 台，其中中高收入家庭拥有量超过 2 台。由于新增用电器引致能源消费快速增加（Gertler *et al.*., 2011），集中供热能力的提高也使得能源消费进一步提升，如何节能又高质量地解决城市居民供暖问题成为政策制定者面临的重要议题。

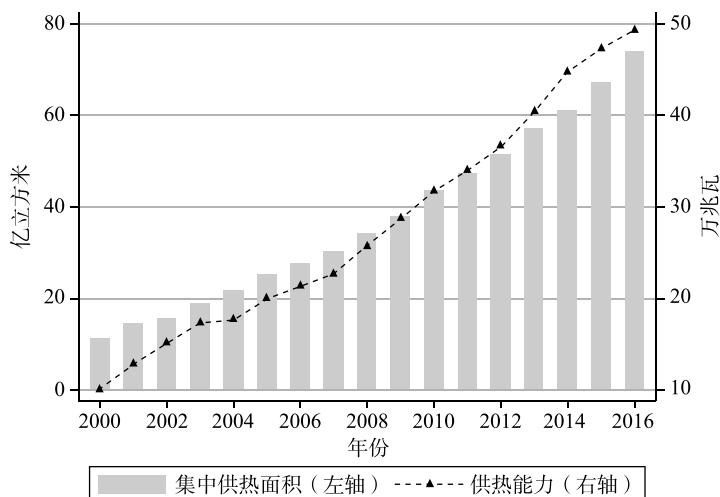


图 1 我国城镇集中供热面积与供热能力

资料来源：住房和城乡建设部，《城乡建设统计公报》。

中国城市居民以“秦岭—淮河”为分界线，北方地区以集中供暖为主，南方地区以分户采暖为主。这是由于在中华人民共和国建立初期我们参照苏联模式建立了城市集中供暖制度³，但考虑到国土辽阔、环境气候差异大，以及当时经济水平相对落后和煤炭生产能力有限等方面，为了节约建设成本和经济成本，人为划分了北方强制集中供暖区域，产生了供暖分界线⁴。自 2003 年起，中国逐步推行供热制度改革⁵，取消北方地区强制集中供暖制度，取消福利供热，推进供热服务市场化。随着改革的推进，部分“夏热冬冷”的南方区域已经实现了市场化的集中供暖，部分北方地区也推行了分户采暖试点。时至今日，供暖分界线已经不再是一条严格的“一刀切”分界线。供暖政策

² 资料来源：国家统计局，历年《中国城市（镇）生活与价格年鉴》。

³ 在中华人民共和国建立之初中国外交形成“一边倒”格局，曾经历各行各业向苏联学习的历史阶段。苏联是当时世界集中供热规模最大的国家。北京第一热电厂作为苏联援建的 156 个重点项目之一于 1957 年开始建设。

⁴ 划分依据主要沿用苏联的气候计算方法规定。将累年日平均温度稳定低于或等于 5℃ 的日数大于或等于 90 天的地区，定义为北方采暖地区，实施集中供暖制度。这一供暖线在地理意义上接近“秦岭—淮河”分界线。

⁵ 参见《关于城镇供热体制改革试点工作的指导意见》等。

的制定对居民福利产生了巨大影响，由此引发的供暖“南北之争”也成为政策制定者和社会民众普遍关心且存在广泛争议的热点问题。⁶争议的焦点在于集中供暖是否要“跨”过淮河，南方部分地区是否也应该推行有政府补贴的集中供暖模式。

相比于城市供暖问题的政策重要性和社会关注度，严谨的学术研究特别是经济管理领域的文献相对较少。研究居民供暖问题的关键在于定量比较集中供暖和分户采暖两种模式在能源消费、能源效率和居民用能行为等方面的差异。目前关于我国城市供暖模式和政策选择的研究可以分为两类。一类是通过热力工程学、建筑学的测算，研究两种供暖模式的能效差异。Wei *et al.* (2010) 在考虑经济、环境和能源技术等因素的基础上比较了不同集中供暖系统之间的效率差异。张娜 (2013) 估算单位面积集中供暖耗能是分户采暖的3—5倍。部分文献尽管可以比较准确地测算出特定样本供暖设备的效率，但结论缺乏大样本的一般性。同时，这类纯技术性的研究没有考虑居民自发的用能行为。居民对于采暖面积、采暖时长的选择会直接影响能源消费。而在经济学的研究框架下，我们可以刻画居民的自发行为，这是相对于工程学方法的显著优势。另一类研究尝试使用微观居民调查数据进行统计学分析。Zhang *et al.* (2018) 通过住户调查评估了北京市居民对于新型供暖技术的接受意愿。Zhang *et al.* (2019) 估计了京津冀地区实施“煤改电”政策的健康和经济收益。Guo *et al.* (2015) 和郑新业 (2015) 首次利用大规模微观居民调查数据计算了两种模式的能源消费与单位能耗，发现尽管总量上集中供暖能源消费是分户采暖的25倍，但考虑到有效供暖面积和时长的差异，单位面积单位小时上的能源消费，分户采暖却是集中供暖的1.31倍，实际上集中供暖更有效率，但该研究缺乏对内生性等问题的进一步处理。此外，现有研究普遍忽略了能源效率提高后产生的“回弹效应”⁷ (Lin and Liu, 2015)。如果简单认为集中供暖能效更高，就在南方地区推广集中供暖模式，可能导致居民出于低价的考虑，增加能源使用，反而带来更大的能耗，高估推广集中供暖模式的社会福利。

本文尝试估计集中供暖模式对于能源消费和居民用能行为的因果影响，并基于估计结果进行改变居民供暖模式的能源消费和用能行为的反事实分析。

⁶ 现有观点当中，反对南方集中供暖的主要理由在于认为南方采用集中供暖形式将极大增加能源消费和供暖成本，并且认为在南方建立供暖系统需要大量基础设施投资，而现有住宅保温水平较低，不适合集中供暖模式。支持的观点则认为，以地理界限来划分供暖区域是特定历史时期的产物。北方居民享受了高质量的供暖服务和国家补贴，而南方部分地区由于气候湿冷在冬季同样需要供暖，仅给北方居民提供集中供暖服务是有悖于公平原则的。

⁷ 回弹效应 (rebound effect) 是指，尽管技术进步能够提高能源效率而节约能源，但由此带来的价格降低可能会引致能源消费的增长，从而抵消部分节能效果 (Berkhout *et al.*, 2000)。

这一研究主要借助供暖分界线设定的“拟随机性”。相似的，Almond *et al.* (2009) 和 Ebenstein *et al.* (2017) 利用供暖分界的地理断点，研究发现集中供暖显著增加了淮河以北地区的空气污染。Liang *et al.* (2015) 以及李金珂和曹静 (2017) 使用供暖开始日作为时间断点验证了集中供暖显著加重了多种污染物的浓度。罗知和李浩然 (2018) 利用“大气十条”政策冲击，使用双重差分方法研究发现集中供暖与空气质量紧密相关，并估计了“煤改气”政策的影响。叶菁菁等 (2017) 将集中供暖的取暖缴费视作房屋持有成本，使用断点回归方法研究了持有成本对于房产持有不平等的影响。

本文利用供暖分界线的制度划分，运用断点回归方法，对居民在集中供暖和分户采暖两种模式下的能源消费、能源效率和用能行为进行估计，研究了集中供暖政策产生的因果影响。根据实证估计参数，对居民改变现行供暖模式后的能源消费和用能行为进行了反事实分析，模拟了两部制定价方式对居民的采暖支出的影响。本文的贡献主要在于：在实证上，借助微观调查数据和断点回归方法，对集中供暖政策效果进行了较为准确的因果识别，且本文是较早使用“秦岭—淮河”分界线作为识别断点的微观数据研究⁸；在理论上，通过构建居民采暖的行为模型，在反事实情景下研究居民采暖能耗和采暖支出，为推行两部制定价供暖服务提供了理论支撑。

本文的篇章结构如下：第二部分探讨本文的识别策略和数据使用，第三部分报告实证结果，第四部分开展稳健性检验及拓展，第五部分通过反事实分析两部制定价下居民的用能行为，最后总结并提出建议。

二、实证策略

(一) 供暖模式的内生性问题

要对集中供暖政策进行评估，我们需要估计在其他条件不变的情况下，集中供暖政策如何影响供暖的能源消费和能源支出等。可以将“集中供暖”看作是一种政策干预，从而比较处理组和控制组的结果变量差异。使用简单的 OLS 估计可能导致估计偏误，内生性主要来自三个方面。首先，样本进入处理组或控制组并非是完全随机的。居民在购房之前可以观测并选择房屋的供暖类型，因此居民的自身偏好和用能习惯有可能影响其是否购买集中供暖住房的决策，或者影响房屋面积。其次，由于居民生活用能会受到不可观测因素的影响，研究中难以将这些因素完全控制。最后，对于微观调查数据，普遍存在一定的测量误差，尤其是关于收入、支出等隐私性的问题。因此，

⁸ Chen *et al.* (2013) 和 Ebenstein *et al.* (2017) 等的研究均是在城市层面。

本文使用断点回归设计这一估计策略。其基本思想是，外生的制度断点将样本按照一种前定的规则分配到断点两侧，在断点附近造成局部随机实验的效果，从而实现因果识别。中华人民共和国建立初期供暖分界线的划定，恰恰为我们提供了难得的制度断点（Ebenstein *et al.*, 2017）。

（二）模型设定

根据断点处分配处理状态的机制，断点回归设计（RDD）可以分为清晰断点回归（Sharp RD）和模糊断点回归（Fuzzy RD），其差异在于处理状态是否完全按照断点进行分配。随着供暖制度改革，集中供暖已不再根据地理位置“一刀切”，只是在分界线北侧进入处理组的概率相比于南侧存在“跳跃”，因此本文使用模糊断点回归设计的策略识别因果效应。

模糊断点回归本质上是利用分界线作为进入处理组的工具变量，与 Ito and Zhang (2019) 模型设定类似，采用如下的二阶段最小二乘估计模型，式（1）和式（2）分别为模型的一阶段和二阶段回归表达式：

$$Jizhong_i = \alpha_0 + \alpha_1 North_i + \alpha_2 North_i \times D_i + \alpha_3 f(D_i) + \gamma X_i + city_i + year13_i + e_i, \quad (1)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \hat{Jizhong}_i + \beta_2 f(D_i) + \varphi X_i + city_i + year13_i + u_i, \quad (2)$$

其中， $Jizhong_i$ 是研究的处理变量，即住户 i 是否采用集中供暖的虚拟变量形式； Y_i 为感兴趣的结果变量，包含住户 i 的能源消费、能源支出、能源效率和用能行为等变量； X_i 为住户层面控制变量； $North_i$ 为住户 i 是否处于供暖分界线以北的虚拟变量； D_i 为每个住户距供暖分界线的距离，是断点回归设计的驱动变量； $city_i$ 为住户所在城市的虚拟变量，以控制地级市的固定效应；由于本文使用的数据是 2013 年和 2015 年两年微观调查数据所组成的混合截面数据，因此在式（1）和式（2）中加入住户是否在 2013 年被调查的虚拟变量 $year13_i$ ，以控制年份的固定效应。在构造 $North_i$ 和 D_i 两个变量时，根据每个住户家庭地址的经纬度信息，确定住户是否在供暖分界线北侧，并计算其到分界线的距离。距离变量 D_i 标准化为北方为正，南方为负。估计样本范围为 $-h < D_i < h$ ， h 为回归带宽⁹。本文采用与供暖分界线的距离（公里）作为带宽。 $f(\cdot)$ 为驱动变量的局部平滑函数，使用 D_i 的多项式来构造非

⁹ 带宽（bandwidth）的概念来自非参数估计。在断点回归中，“带宽”严格上是指将样本分为多个箱体（bin）后，每个箱体的宽度，即在多宽的范围进行一次非参数拟合。在参数估计（local linear estimator）中，实际上就是在断点左右两侧各仅取一个箱体，然后用箱体内的样本进行线性回归。因此，此时进入回归的“样本选择”范围也就是这一个“箱体”的宽度，即带宽，只是此时这个带宽非常大。感谢审稿专家的指正和建议。

线性关系进行 RD 估计，多项式最高阶数选择为二阶¹⁰。 e_i 和 u_i 分别为一、二阶段回归的误差项。回归标准误聚类到地级市层面¹¹。

(三) 数据来源和处理方法

本文数据源于中国人民大学能源经济系 2012 年起开展的中国家庭能源消费调查问卷 (Chinese Residential Energy Consumption Survey, CRECS)。本文使用此数据库调查年份为 2013 年和 2015 年的全部城市样本¹²。这里使用城市样本原因有三¹³：第一，城市和农村的供暖模式差异较大，本文更加关心的是城市居民的供暖用能问题；第二，本文研究的集中供热制度没有在农村地区推行过，因此农村样本与城市样本不具有很好的可比性；第三，在数据质量上，农村居民样本在调查的供热模块缺失值较多，特别是在涉及用能行为和能源效率的问题当中。关于此调查和数据的抽样方法、问卷情况及更多详细信息可参考 Guo *et al.* (2015) 和 Zheng *et al.* (2014)。

关于结果变量，我们将其分为总量变量、技术变量和行为变量三组依次研究。总量变量中，能源消费定义为住户每个供暖季消耗的标准煤数量，能源支出定义为对应的花销。对于集中供暖住户，能源消费参考《城市供热规划规范》标准进行计算，并根据每个住户的房屋特征（包含房屋年龄、结构类型、窗户是否封闭、是否双层玻璃等）计算调整系数，能源支出取受访者报告的供暖费用。对于分户采暖住户，调查问卷包含其每个用电器（包含空调、电暖气、电热毯、热油汀等）的使用时长、覆盖范围和燃料价格，我们根据各用电器类型、标准能耗等技术参数，计算并加总得到住户的能源消费和能源支出。我们分别定义单位面积单位小时的能源消费和能源支出为技术变量，定义有效供暖面积、供暖季长和供暖时长为行为变量。其中，有效供暖面积为房屋中得到有效供暖器覆盖的面积，供暖季长和供暖时长分别为有效供暖器覆盖的天数和小时数。结果变量计算公式同 Guo *et al.* (2015)。

断点回归设计的关键之一是断点的确定。由于供暖分界线一般指“秦岭—淮河”分界线，而这实际上是一条“带”而非“线”，其跨度在北纬 33.03° 到 34.25° 之间。参考 Almond *et al.* (2009) 的做法，本文的基准结果使用北纬 33.6°（上述范围中点）作为供暖分界线。表 1 展示了各地区样本进入处理组的分布情况。可以看出，供暖分界线并不是严格的“一刀切”分界线，使用模糊断点回归方法是一种合理的研究设计。

¹⁰ 根据 Gelman and Imbens (2019) 的观点，平滑多项式阶段选择不宜大于二阶。这是为了避免赋予极端值过高的权重。

¹¹ 我们也估计了标准误聚类到其他层面的结果，感兴趣的读者可向作者索要。

¹² 我们也估计了包含农村样本的结果，感兴趣的读者可向作者索要。

¹³ 感谢匿名审稿人的建议。

表2展示了各变量的含义和按供暖模式分组的描述性统计结果。可以看出，采用集中供暖模式的能源消费和能源支出显著高于分户采暖，同时集中供暖的有效供暖面积更大，供暖季长和供暖时长更长。集中供暖提供了更高质量的供暖服务，能源消费和成本也更高，这是符合常识的。而如果比较单位面积单位小时的能源消费，分户采暖的单位能耗更高，也就是说集中供暖的能源效率更高。这是因为集中供暖技术由于规模效应，实际热效率更高。这一结论印证了Guo *et al.* (2015) 的发现。

表1 集中供暖的地区分布情况

| 地区 | 集中供暖 | 分户采暖 | 地区 | 集中供暖 | 分户采暖 |
|-----|------|------|----|------|------|
| 北京 | 199 | 48 | 河南 | 53 | 139 |
| 天津 | 109 | 2 | 江苏 | 5 | 161 |
| 河北 | 48 | 62 | 安徽 | 2 | 67 |
| 山西 | 84 | 23 | 上海 | 3 | 256 |
| 内蒙古 | 35 | 8 | 浙江 | 3 | 140 |
| 辽宁 | 111 | 26 | 湖北 | 1 | 205 |
| 吉林 | 138 | 22 | 湖南 | 6 | 168 |
| 黑龙江 | 110 | 31 | 重庆 | 3 | 49 |
| 山东 | 201 | 98 | 四川 | 0 | 85 |
| 青海 | 12 | 16 | 贵州 | 9 | 57 |
| 宁夏 | 24 | 11 | 云南 | 1 | 48 |
| 甘肃 | 26 | 3 | 福建 | 0 | 100 |
| 新疆 | 23 | 3 | 广东 | 1 | 217 |
| 陕西 | 28 | 10 | 海南 | 0 | 2 |

表2 描述性统计结果

| 变量名称 | 含义 | 单位 | 集中供暖 | | 分户采暖 | | 均值差 |
|----------------|--------|------|-------|------------------------|-------|----------------------|--------------|
| | | | 样本量 | 样本均值 | 样本量 | 样本均值 | |
| — North | 北方虚拟变量 | — | 1 235 | 0.937 (0.243) | 2 057 | 0.211 (0.408) | 0.725*** |
| AggEnergy | 能源消费 | kgce | 1 208 | 1 418.818 (631.125) | 2 046 | 161.818 (402.357) | 1 257.000*** |
| TotExpenditure | 能源支出 | Yuan | 1 235 | 1 961.074 (750.242) | 2 057 | 186.583 (498.247) | 1 774.490*** |

(续表)

| 变量名称 | 含义 | 单位 | 集中供暖 | | 分户采暖 | | 均值差 |
|------|--------------------------|-----------------------|-------|----------------------|-------|----------------------|-------------|
| | | | 样本量 | 样本均值 | 样本量 | 样本均值 | |
| 技术变量 | PerEnergy 单位能源消费 | kgce/h×m ² | 1 202 | 0.00632 (0.00161) | 1 987 | 0.00975 (0.0225) | -0.00343*** |
| | PerExpenditure 单位能源支出 | Yuan/h×m ² | 1 229 | 0.0100 (0.00686) | 2 000 | 0.0140 (0.0264) | -0.0040*** |
| 行为变量 | EffArea 有效供暖面积 | m ² | 1 231 | 81.395 (35.768) | 2 035 | 16.163 (27.961) | 65.233*** |
| | HeatSeason 供暖季长 | month | 1 233 | 4.099 (1.176) | 2 054 | 1.098 (1.584) | 3.002*** |
| 控制变量 | HeatTime 供暖时长 | hour | 1 235 | 24.000 (0.000) | 2 053 | 2.011 (3.018) | 21.989*** |
| | Distance 距“分界线”距离 | km | 1 235 | 630.308 (369.816) | 2 057 | 561.989 (366.697) | 68.319*** |
| | Population 家庭规模 | 人 | 1 235 | 2.282 (1.298) | 2 053 | 2.380 (1.414) | -0.098** |
| | Construct-area 建筑面积 | m ² | 1 234 | 44.860 (45.808) | 2 052 | 61.770 (76.492) | -16.910*** |
| | House-age 房屋年龄 | year | 1 233 | 6.335 (1.042) | 2 052 | 6.037 (1.281) | 0.298*** |
| | Longitude 经度 | ° | 1 235 | 116.779 (7.404) | 2 057 | 114.720 (6.539) | 2.058*** |
| | Income 家庭可支配收入 | Yuan | 1 179 | 94 254 (107 115) | 1 948 | 96 125 (204 212) | -1 871 |
| | Expense 家庭总支出 | Yuan | 1 143 | 47 981 (51 974) | 1 788 | 51 538 (108 266) | -3 557 |

注：括号中为变量的标准差。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

三、估计结果

(一) 断点回归有效性检验

使用断点回归进行因果识别需满足一系列的前提条件 (Imbens and Le-mieux, 2008), 其中之一是需保证控制变量在断点处是平滑的, 即控制变量不能在断点处存在明显跳跃, 否则就无法推断是处理本身影响了结果变量的大小。因此我们将控制变量作为结果变量在不同带宽下进行分析, 估计结果表明控制变量在断点处不存在明显跳跃。平衡性检验结果见表 3。可以看出, 虽然家庭规模、家庭收入、房屋特征等变量的处理组和控制组的组间均值存

在显著差异，但样本的这些变量在供暖分界线附近不存在显著“跳跃”，这说明断点回归方法是有效的。

表3 控制变量平衡性检验

| 变量 | 家庭规模 | 房屋建筑面积 | 房屋年龄 | 所处经度 | 可支配收入 | 家庭总支出 |
|------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 带宽 | | | | | | |
| ±500 | -0.527 (0.583) | -14.29 (20.88) | 8.006 * (4.460) | -3.959 (3.980) | 14 506 (31 051) | 8 641 (25 732) |
| ±300 | -0.675 (0.707) | -26.70 (19.98) | 6.064 (5.297) | -5.268 (4.541) | 22 625 (27 078) | 12 703 (27 920) |
| ±200 | -0.369 (0.409) | -27.18 (18.39) | 3.777 (2.507) | -4.998 (4.359) | 30 771 (25 524) | 7 093 (24 061) |

注：括号中为估计量标准误，使用聚类稳健标准误，聚类到样本所在地级市。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

（二）基准回归结果

图2展示了集中供暖处理的跳跃情况，使用线性拟合。样本受到集中供暖政策干预的概率在分界线处产生了明显的断点，直观说明了模糊断点回归有一个真实的一阶段。

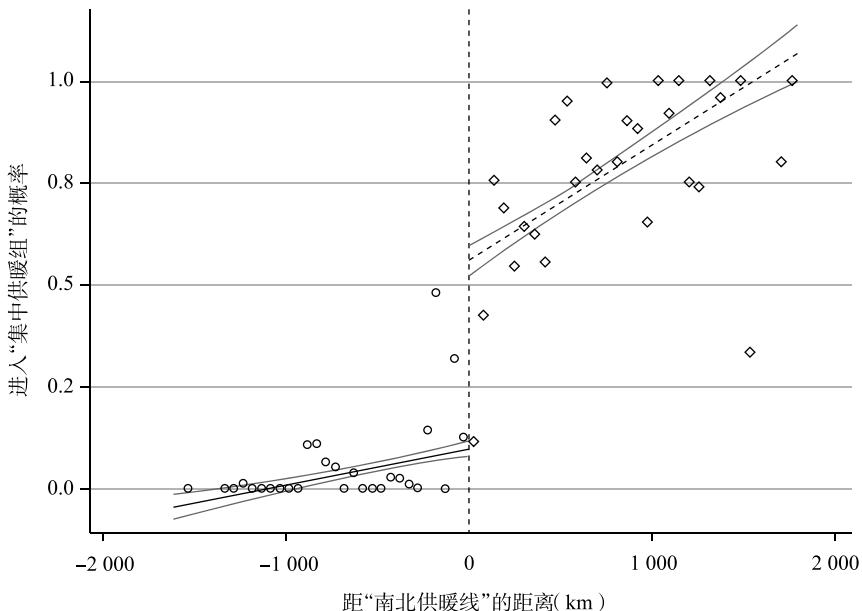


图2 集中供暖在断点处的跳跃

首先研究总量变量，探讨集中供暖政策在总量上增加了多少能源消费和能源支出。图 3 展示了能源消费在断点处的跳跃。断点回归设计是一种对模型设定条件极为敏感的因果识别方法，因此往往需要通过调整带宽和平滑多项式阶数来保证结果的稳健性。回归带宽的选择是断点回归设计的关键，过大的带宽可能带来估计偏误，过小的带宽又会导致估计精度的下降 (Lee and Lemieux, 2010)。由于断点回归估计的是局部平均处理效应 (LATE)，其外部有效性相对较差，带宽的选择还需要兼顾经济学解释。表 4 报告了使用模糊断点回归估计的参数估计结果，分别选取了全样本、 ± 500 公里和 ± 300 公里三种带宽。带宽选择均覆盖了分界线穿越的省份的全部范围。第一阶段回归结果表明，处于分界线北侧增加了进入集中供暖组的概率。二阶段回归系数显示，在选择 ± 300 公里带宽并采用二阶多项式时，集中供暖增加了 908 千克标煤的能源消费和 1 638 元的能源支出。这一结果与描述性统计的结果相符，绝对值更小。当改变不同带宽选择和多项式阶数时，结果全部在 1% 的显著性水平上显著。估计结果在加入了控制变量后没有明显改变¹⁴，说明了结果的稳健性。

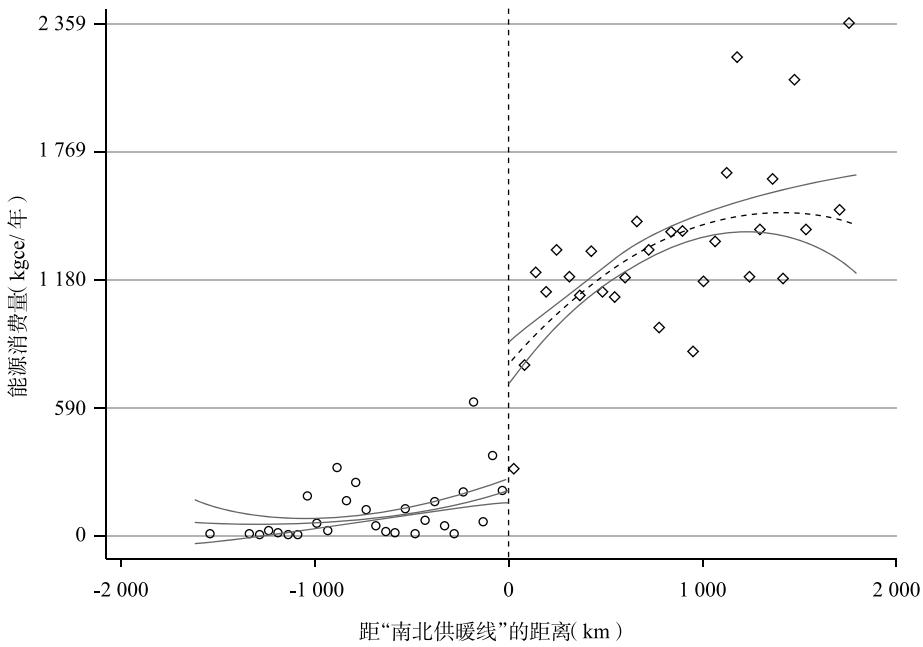


图 3 能源消费在断点处的跳跃

¹⁴ 在断点回归中，不加入控制变量也不会导致估计的不一致 (Lee and Lemieux, 2010)。多项式阶数为一阶的估计结果，感兴趣的读者可向作者索要。

表4 集中供暖对总量变量的参数估计结果

| 变量 | 能源消费 | | | 能源支出 | | | |
|----------------|------|-------------------|-------------------|----------------|----------------|-------------------|-------------------|
| | 带宽 | 全样本 | ±500公里 | ±300公里 | 全样本 | ±500公里 | ±300公里 |
| 集中供暖 | | 1 084*** (173) | 1 026*** (183) | 908*** (55) | 899** (407) | 1 737*** (154) | 1 638*** (144) |
| 样本数量 | | 3 223 | 1 558 | 729 | 3 261 | 1 572 | 739 |
| R ² | | 0.725 | 0.775 | 0.740 | 0.715 | 0.752 | 0.736 |

注：第一阶段回归同时加入了断点和拐点项作为集中供暖的工具变量，平滑多项式为二阶形式。所有回归中均没有控制协变量，控制了城市虚拟变量和年份虚拟变量。括号中为估计量标准误，使用聚类稳健标准误，聚类到样本所在地级市。^{***} $p < 0.01$, ^{**} $p < 0.05$, ^{*} $p < 0.1$ 。

（三）集中供暖对技术变量的影响

集中供暖的能源消费更高，是否意味着单位能源消费更高，即能源效率更低呢？我们定义单位面积单位小时的能源消费和能源支出为技术变量。图4为单位能源消费和单位能源支出在断点处的跳跃。可以看出，单位能源消费在断点处向下跳跃，说明集中供暖模式的热效率反而更高。但高度差较小，说明集中供暖和分户采暖在能源效率上的差异并不十分显著。

表5报告了集中供暖对技术变量的参数估计结果。其中第（1）列和第（4）列是使用全样本的结果，从绝对值上看，全样本估计的回归系数较小。由于断点回归设计是局部估计方法，只有在断点附近的估计结果才比较可信，我们选取了±400公里和±300公里的带宽进行回归。对于单位能源消费，在±300公里带宽的估计结果中发现，集中供暖在每平方米每小时的能源消费上显著降低了0.0321千克标煤。对于单位能源支出，在选择±300公里带宽时，集中供暖较分户采暖每平方米每小时平均减少能源支出0.0169元。值得注意的是，考虑到政府往往要对集中供暖企业提供财政补贴¹⁵，我们观测到的价格实际上是居民端享受到的价格，即补贴后的价格。在排除补贴因素后，社会整体享受到的集中供暖优势是低于估计结果的。这是因为供暖企业除了供热成本之外需要承担大量的管网铺设、更新维护以及人员管理费用。加之供暖服务含有普遍服务的性质，定价相对较低，这在一定程度上造成了目前供暖企业依靠财政补贴的生存现状。

¹⁵ 如江苏省徐州市人民政府每年平均拿出1 600万元补贴供暖企业。

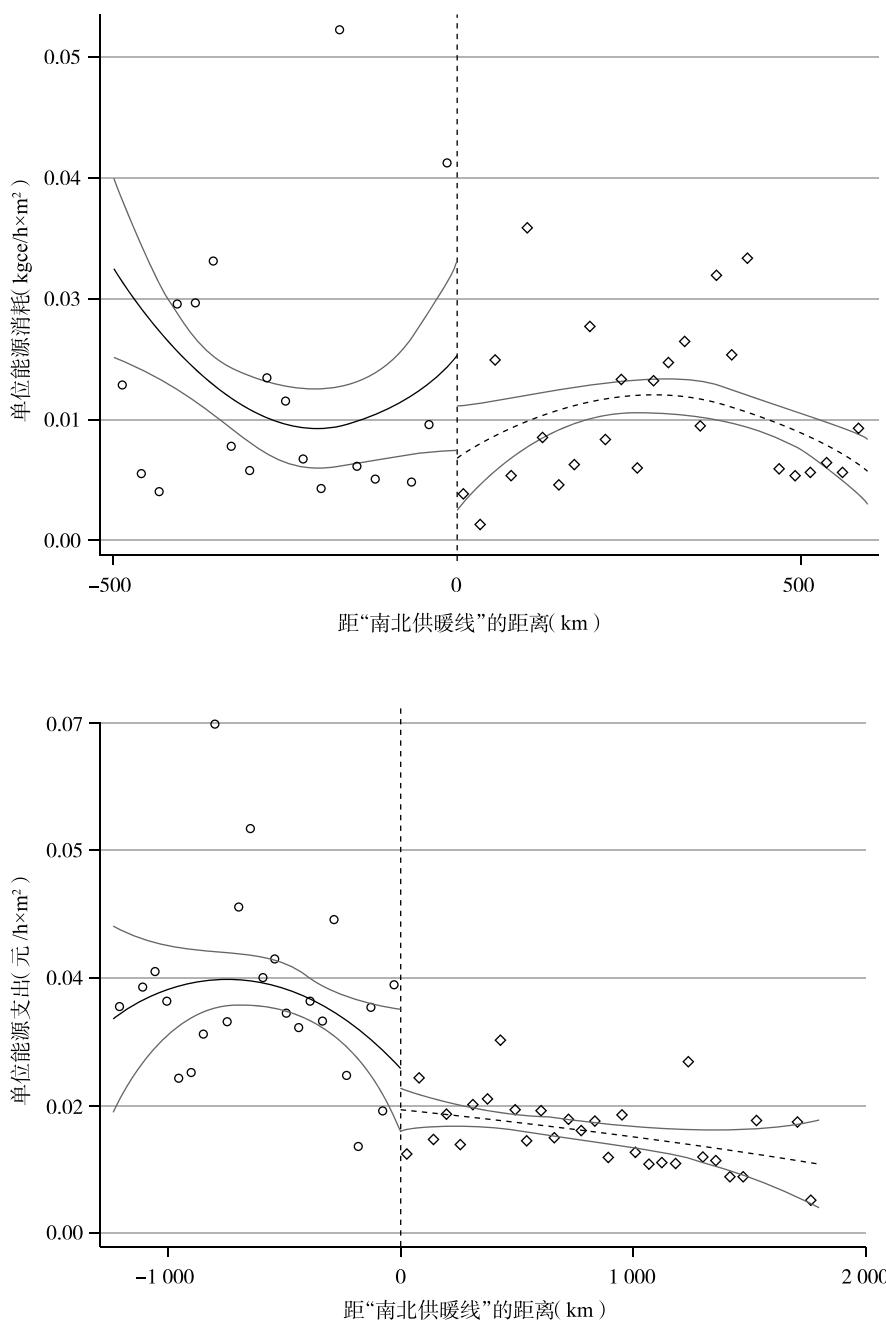


图 4 单位能源消费和单位能源支出在断点处的跳跃

表5 集中供暖对技术变量的参数估计结果

| 变量 带宽 | 单位能源消费 | | | 单位能源支出 | | |
|----------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|---------------------|-------------------------|-------------------------|
| | 全样本 | ±400公里 | ±300公里 | 全样本 | ±400公里 | ±300公里 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 集中供暖 | -0.0175** (0.00726) | -0.0300*** (0.00826) | -0.0321*** (0.00984) | -0.0138 (0.0104) | -0.0152*** (0.00470) | -0.0169*** (0.00571) |
| 样本数量 | 1,989 | 760 | 494 | 2,025 | 768 | 501 |
| R ² | 0.299 | 0.290 | 0.215 | 0.345 | 0.350 | 0.401 |

注：第一阶段回归同时加入了断点和拐点项作为集中供暖的工具变量，平滑多项式为二阶形式。所有回归中均没有控制协变量，控制了城市虚拟变量和年份虚拟变量。括号中为估计量标准误，使用聚类稳健标准误，聚类到样本所在地级市。^{***} $p < 0.01$, ^{**} $p < 0.05$, ^{*} $p < 0.1$ 。

实施断点回归设计的另一种思路是使用非参数估计方法，表6是使用了局部多项式推断方法（Local Polynomial Inference）的非参数估计结果。在最优带宽选择上，分别采用了CCT（Calonico *et al.*, 2014）、IK（Imbens and Kalyanaraman, 2012）和CV（Cross-validation, Lee and Card, 2008）三种方法。非参数估计系数的符号与参数估计均保持一致，但结果显著性不强。这可能与断点附近样本量较少有关。因此我们在研究单位能源消费变量时，比较依赖模型的参数设定，结果不够稳健。这也说明两种供暖模式在单位能源消费上的差异并不明显。

表6 集中供暖对技术变量的非参数估计结果

| 变量 带宽选择 | 单位能源消费 | | | 单位能源支出 | | |
|------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | CCT | IK | CV | CCT | IK | CV |
| 集中供暖 | -0.0340 (0.0210) | -0.0230* (0.0127) | -0.0521 (0.0703) | -0.0223* (0.0127) | -0.0235* (0.0131) | -0.0361 (0.0363) |
| 带宽 | 313.588 | 374.186 | 152.639 | 374.856 | 412.549 | 569.480 |
| 样本数量 | 526 | 735 | 161 | 733 | 829 | 1,131 |

注：第一阶段回归同时加入了断点和拐点项作为集中供暖的工具变量，平滑多项式为二阶形式，局部多项式推断使用的核函数为triangular形式。括号中为估计量标准误。^{***} $p < 0.01$, ^{**} $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

（四）集中供暖对行为变量的影响

我们从有效供暖面积、供暖季长和供暖时长三个变量，分析居民自身的用能行为，称之为行为变量。在传统的集中供暖模式下，居民基本上无法调节集中供暖的面积和时长。在分户采暖模式下，居民的选择行为可以从行为变量中反映出来。图5展示了有效供暖面积和供暖季长在断点处的跳跃情况。

可以看出，集中供暖显著增加了居民的热用度。表 7 报告了集中供暖对行为变量的估计结果。研究发现，集中供暖显著增加 $62.08m^2$ 的有效供暖面积，延长供暖季长 1.79 个月。相较分户采暖，集中供暖每天增加供暖时长 19.11 个小时。集中供暖实际上强制性地提高了居民的供暖质量。非参数估计结果在一定程度上验证了相关结论。

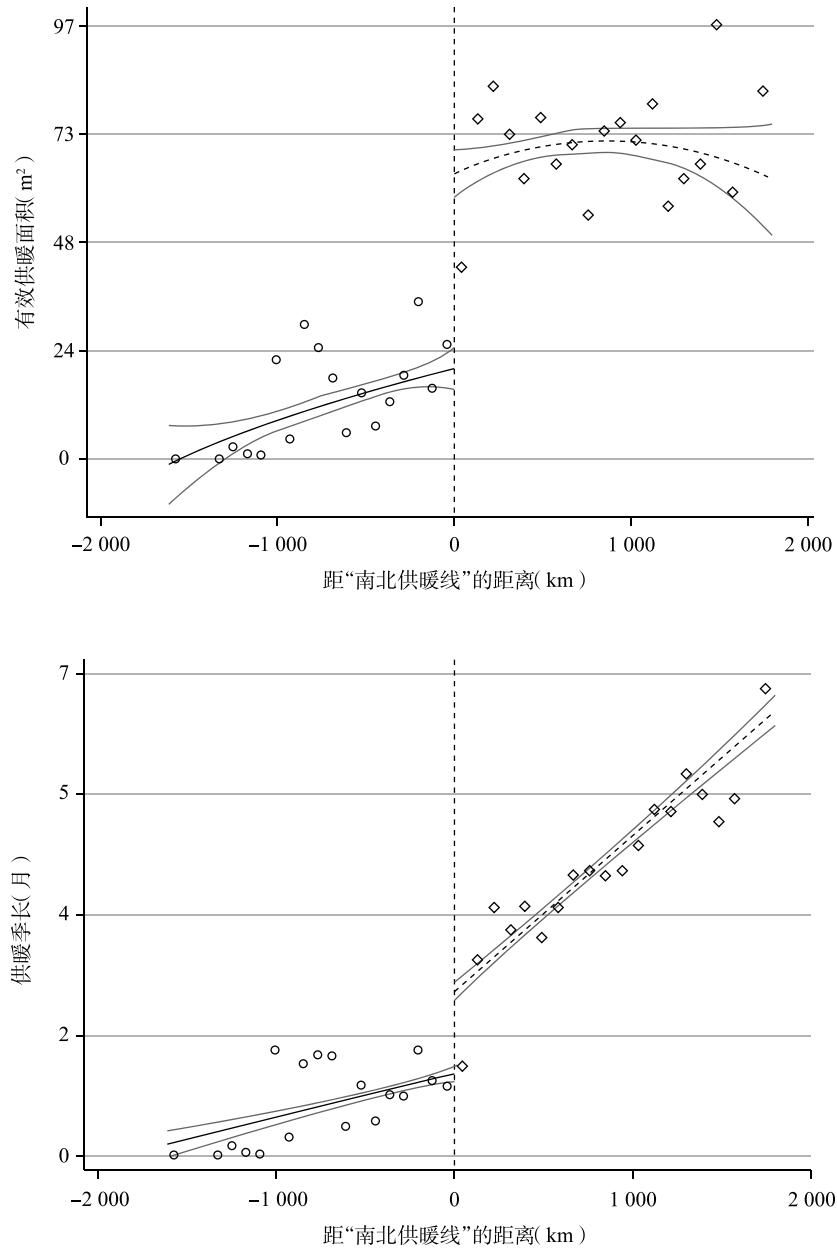


图 5 有效供暖面积和供暖季长在断点处的跳跃

表7 集中供暖对行为变量的估计结果

| 变量 | 有效供暖面积 | | 供暖季长 | | 供暖时长 | |
|------|---------------------|----------------------|-------------------|----------------|--------------------|--------------------|
| | 参数估计 | 非参数估计 | 参数估计 | 非参数估计 | 参数估计 | 非参数估计 |
| 集中供暖 | 62.08*** (17.53) | 102.20*** (22.03) | 1.79*** (0.43) | 3.83 (0.42) | 19.11*** (1.23) | 21.12*** (5.99) |
| 带宽 | ±400 | ±266.35 | ±400 | ±324.21 | ±400 | ±266.24 |
| 带宽选择 | 手动 | CCT | 手动 | CCT | 手动 | CCT |
| 样本数量 | 1 272 | 550 | 1 274 | 565 | 1 275 | 381 |

注：第一阶段回归同时加入了断点和拐点项作为集中供暖的工具变量，平滑多项式为二阶形式。参数估计中没有控制协变量，控制了城市虚拟变量和年份虚拟变量，使用聚类稳健标准误，聚类到样本所在地级市。非参数估计局部多项式推断使用的核函数为 triangular 形式。括号中为估计量标准误。^{***} $p < 0.01$, ^{**} $p < 0.05$, ^{*} $p < 0.1$ 。

四、稳健性检验和拓展

(一) 断点在哪里？

如前文所述，断点的确定是断点回归设计的关键。由于供暖分界线是带状的，大致处于地理意义上的“秦岭—淮河”分界线，目前使用这一断点进行识别的文献普遍做法是假设分界线位于这一带状区域的中点，北纬 33.6 度 (Almond *et al.*, 2009; Chen *et al.*, 2013)。相关文献中使用的是城市层面加总数据，由于地形限制，带状分界线上并没有城市，因此这种断点选择的方式并不会实际影响一座城市的南北归属。而对于本文的微观住户数据而言，直接使用这一假设就可能影响结果的可信度。

因此，我们借鉴已有文献中伪造断点的安慰剂检验和 Card *et al.* (2008) 识别未知断点的思想，在北纬 32° 到 35° 之间，每隔 0.02 度设置严格假想断点。这一范围覆盖了“秦岭—淮河”分界线。我们以每个假想分界线作为断点进行估计，得到每个断点的估计系数和 95% 置信区间。根据理论假设，如果我们对于断点的假设是合理的，并且结论是可靠的，应该观测到的现象是，只在真实断点可能存在的“秦岭—淮河”范围内，估计系数的置信区间下限在 0 以上，同时在这一范围两侧的置信区间下限均小于 0。结果如图 6 所示，基本符合理论猜想。这验证了本文断点选择和实证结果的可靠性。

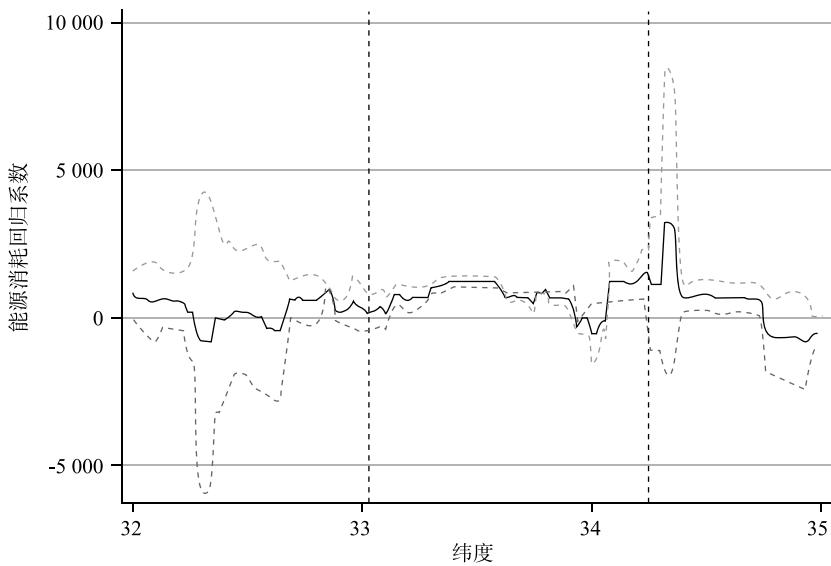


图 6 使用不同断点回归系数结果

注：图中黑色实线代表使用不同断点的估计系数，灰色虚线为相应的 95% 置信区间。两条垂直虚线代表真实断点可能存在的范围：北纬 33.03° 到北纬 34.25° 之间。

(二) 跨线比较和线内比较

断点回归设计的核心思想是在分界线附近营造近似随机试验的环境，利用两侧样本的协变量不存在显著差异这一特点，比较协变量相近但处理状态不同的样本之间结果变量的差异。断点回归设计强调局部处理效应 (LATE)，也就是说，我们估计的集中供暖所产生的影响只能适用于断点附近的样本。后文中我们尝试利用估计参数进行反事实模拟，如果直接将参数估计结果推广至全国样本会产生问题。因此，对于距供暖分界线较远的样本，我们使用倾向得分匹配 (PSM) 的方法估计相应参数。断点回归设计与倾向得分匹配方法都是寻找协变量相似的样本作为处理组的反事实对照，只是前者利用分界线做匹配，进行的是“跨线比较”，而后者利用倾向得分做匹配，将纬度变量作为重要的匹配依据，进行的是“线内比较”。

表 8 报告了使用倾向得分匹配方法的估计结果。可以看出，不论使用最近相邻还是分层的匹配方法，全部变量估计结果的符号和显著性水平均保持不变。这也说明了研究结果的稳健性。倾向得分匹配的估计结果在单位能源消费和有效供暖面积变量的估计系数大小与断点回归估计结果有一定变化。在对比距供暖线较远的住户时，我们应该关注倾向得分匹配的估计结果。

表 8a 倾向得分匹配估计结果

| 变量 | 单位能源消费 | | 单位能源支出 | |
|-------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| | 最近相邻 | 分层 | 最近相邻 | 分层 |
| 匹配方法 | | | | |
| 集中供暖 | -0.012*** (0.002) | -0.019*** (0.002) | -0.010 *** (0.002) | -0.015*** (0.002) |
| 处理组样本 | 1 233 | 1 233 | 1 233 | 1 233 |
| 控制组样本 | 338 | 1 963 | 349 | 1 963 |

表 8b 倾向得分匹配估计结果

| 变量 | 有效供暖面积 | | 供暖季长 | | 供暖时长 | |
|-------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | 最近相邻 | 分层 | 最近相邻 | 分层 | 最近相邻 | 分层 |
| 匹配方法 | | | | | | |
| 集中供暖 | 32.975*** (3.027) | 36.518*** (2.795) | 1.674*** (0.221) | 1.438*** (0.200) | 19.525*** (0.268) | 19.216*** (0.210) |
| 处理组样本 | 1 233 | 1 233 | 1 233 | 1 233 | 1 233 | 1 233 |
| 控制组样本 | 352 | 1 963 | 352 | 1 963 | 352 | 1 963 |

注：倾向得分计算模型为 Probit 模型，协变量包括家庭特征、房屋特征、房屋地理位置和到分界线距离等，样本根据得分分为 14 组。其他估计细节请参考 Imbens (2015)。括号中为估计量标准误，采用 bootstrap 重抽样方法计算，抽样次数为 1 000。^{***} $p < 0.01$, ^{**} $p < 0.05$, ^{*} $p < 0.1$ 。

五、反事实分析

自 20 世纪 90 年代起，住建部就逐步推进改革集中供暖地区完全按面积收费的方式，引入按供热用度收费的方式；并且逐步推行基本热价加计量热价的两部制定价方式，以兼顾集中供暖和分户采暖模式的优势。本部分探讨两部制定价下居民的采暖用度和费用问题，尝试为两部制定价提供理论支撑。

在可自行调节的条件下，居民的采暖用度是自然条件、房屋结构、家庭规模以及用能习惯等变量的函数。在两部制定价方式中，按用度计量就等同于是在集中供暖技术参数下的分户采暖。分户采暖住户的采暖用度是完全自主决定的，因此分户采暖住户的实际采暖用度就可以作为集中供暖住户在两部制定价方式下的反事实对照。

我们构建一个居民采暖支出模型。假设居民的采暖用度 $Q(p)$ 是由有效供暖面积 $A(p)$ 、供暖季长 $D(p)$ 和供暖时长 $T(p)$ 三个行为变量所决定

的，并且行为变量是单位供暖价格 p 的函数。即：

$$Q(p) = A(p) \times D(p) \times T(p). \quad (3)$$

能源支出 $E_{i,j}$ 为：

$$E_{i,j} = p \times Q(p), \quad (4)$$

其中， $i \in \{\text{集, 分}\}$ 表示初始状态下的集中供暖和分户采暖居民， $j \in \{1, 2, 3\}$ 表示处所的三种情景，各情景如图 7 所示。

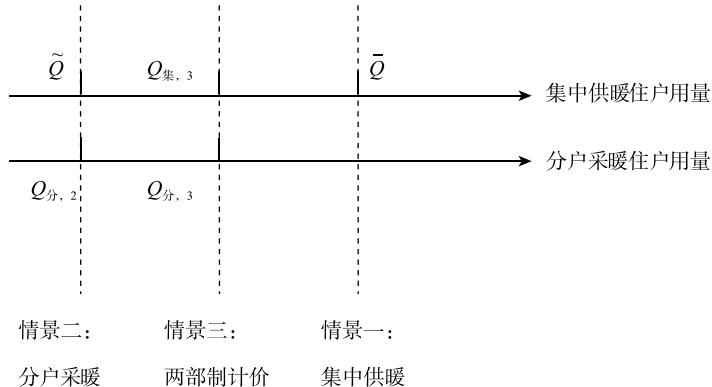


图 7 居民采暖支出模型

对于集中供暖住户，在情景一下，由于不可调节，采暖用度为额定值 \bar{Q} ，能源支出为 $E_{集,1} = p_{集} \times \bar{Q}$ 。

第一步，假设集中供暖住户处于情景二的分户采暖情景，此时可以用反事实参数估计得到其在自主选择采暖用度情况下的实际用度 \tilde{Q} 和能源支出 $E_{集,2}$ 。

$$E_{集,2} = (p_{集} - \Delta p) \times \tilde{Q} = (p_{集} - \Delta p) \times (\bar{A} - \Delta A) \times (\bar{D} - \Delta D) \times (\bar{T} - \Delta T), \quad (5)$$

其中， Δp 为集中供暖与分户采暖的单位能源支出（供暖的单位价格）之差， $(p_{集} - \Delta p)$ 为住户面临的供暖价格水平。 ΔA 、 ΔD 和 ΔT 为行为变量之差，衡量了与可自行调节的情形相比，由于全覆盖式的集中供暖导致的采暖用度的增量。因此 $\tilde{Q} = (\bar{A} - \Delta A) \times (\bar{D} - \Delta D) \times (\bar{T} - \Delta T)$ 为集中供暖住户在分户采暖情景下的用度。

第二步，由情景二转变为情景三的集中供暖两部制定价方式。此时由于使用的是集中供暖技术，因此供暖价格水平相较于情景二增加了 Δp ，变为 $p_{集}$ 。假设住户的用能价格弹性为 $\epsilon_{q,p}$ ，则情景三中住户的用度变为： $\tilde{Q} + \epsilon \times \frac{\Delta p}{(p_{集} - \Delta p)}$ 。假设 θ 为两部制定价中基本热价的征收参数，即以按面积收费的 θ 比例收取容量热费。因此，两部制定价下集中供暖住户的能源支

出 $E_{集,3}$:

$$E_{集,3} = \theta \times p_{集} \times \bar{Q} + p_{集} \times \left(\tilde{Q} + \epsilon \times \tilde{Q} \times \frac{\Delta p}{(p_{集} - \Delta p)} \right). \quad (6)$$

而对于分户采暖住户，由于其初始阶段已处于情景二，模拟其在集中供暖两部制定价下的能源支出只需考虑第二步。类似的，计算 $E_{分,3}$:

$$E_{分,3} = \theta \times (p_{分} + \Delta p) \times \bar{Q}^* + (p_{分} + \Delta p) \times \left(Q_{分,2} + \epsilon \times Q_{分,2} \times \frac{\Delta p}{p_{分} + \Delta p} \right), \quad (7)$$

其中， \bar{Q}^* 为分户采暖住户在两部制定价下根据建筑面积和全部时长计算的基本热价计费用度。

根据居民采暖支出模型，表 9 报告了反事实模拟的结果。我们界定了三类典型家庭，分别代表供暖线附近的北方家庭、距供暖线较远的北方家庭和供暖线附近的南方家庭。每类家庭设定了其初始的能源用度参数和能源效率参数。用于计算的反事实估计参数包括上文估计出的 Δp 、 ΔA 、 ΔD 和 ΔT 。供暖线附近使用 RD 方法的估计结果，距供暖线较远则使用 PSM 方法的估计结果。价格弹性参数取自相关研究 (Lim *et al.*, 2014; Okajima and Okajima, 2013)。考虑到气候、文化和习俗的相似性，我们主要选取了使用日本和韩国居民样本进行研究的文献。现有文献估计的短期弹性区间为 -0.3 到 -0.5，我们选择中间值 -0.4¹⁶。

表 9 各类典型家庭的反事实模拟分析

| Panel A: 典型家庭特征 | | | |
|---------------------------------|---------|---------|---------|
| | 典型家庭 1 | 典型家庭 2 | 典型家庭 3 |
| 到供暖线距离 | <300 公里 | >300 公里 | <300 公里 |
| 集中或分户 | 集中 | 集中 | 分户 |
| 供暖季长 (月) | 4 | 5 | 2.5 |
| 供暖时长 (小时) | 24 | 24 | 5 |
| 建筑面积 (m ²) | 100 | 100 | 100 |
| 供暖面积 (m ²) | 100 | 100 | 40 |
| 单位支出 (Yuan/h × m ²) | 0.012 | 0.014 | 0.1 |

¹⁶ 我们也尝试了其他的价格弹性大小。由于设定的采暖支出模型为线性形式，价格弹性大小对于模拟结果的影响不大。

(续表)

| Panel A: 典型家庭特征 | | | |
|----------------------------|--------------------|--------------------|-----------------------|
| | 典型家庭 1 | 典型家庭 2 | 典型家庭 3 |
| 反事实参数估计方法 | RD | PSM | RD |
| 价格弹性 | -0.4 | -0.4 | -0.4 |
| Panel B: 节约采暖支出模拟结果 (Yuan) | | | |
| 固定费率比例 θ | 典型家庭 1 | 典型家庭 2 | 典型家庭 3 |
| 0.3 | 2 248.98 65.07% | 3 329.41 66.06% | -385.76 -25.72% |
| 0.4 | 1 903.38 55.07% | 2 825.41 56.06% | -768.85 -51.26% |
| 0.5 | 1 557.78 45.07% | 2 321.41 46.06% | -1 151.94 -76.80% |
| 0.6 | 1 212.18 35.07% | 1 817.41 36.06% | -1 535.03 -102.34% |

注：Panel A 报告了典型家庭的初始状态和参数设定。Panel B 报告了反事实模拟出的在两部制定价下，与初始状态相比各家庭节约的能源支出和节省的比例。

典型家庭 1 在供暖线以北 300 公里内，初始状态为集中供暖不可调节模式。我们发现，两部制定价可以很大程度节省其能源支出。例如在固定费率比例为 0.5 的情况下，该家庭可以节约 1 558 元，节约支出 45%。典型家庭 2 位于典型家庭 1 北方，气候更加寒冷。同样的在固定费率比例为 0.5 的情况下，两部制定价下该家庭可以节省 2 321 元。通过表 9 可以看出，在不同的固定费率比例下，目前集中供暖居民的采暖支出普遍能够减少 35% 以上。对于典型家庭 3，在供暖线以南 300 公里内，使用分户采暖模式。在引入两部制定价的集中供暖模式后，其享受的供暖服务质量得到提升。不过由于存在基本热价，其所面临的支出会有一定上升。根据目前有关文件中规定的基本热价标准按全建筑面积供暖费用的 30%—60% 计价，初始分户采暖居民的采暖支出将增加 26% 到 102%。如果将基本热价的固定费率减低至 20% 左右，可以基本保证分户采暖居民的现行支出不变。

进一步，进行粗略的成本收益分析。以典型家庭 2 为例，传统的集中供暖模式下，居民采暖用度不可调节，按照供暖面积缴费，同时政府根据供暖面积提供补贴。参照北京市近年政策，供暖价格为 30 元/ m^2 ，政府财政补贴

供暖公司 $10 \text{ 元}/\text{m}^2$ 。因此，该住户供暖的总成本为 4 000 元，其中住户承担 3 000 元，政府补贴 1 000 元。而在新的计量方式下，根据我们的估计，如果将固定费率设定为 0.3，居民采暖用度减少约 66%。此时住户供暖的总成本降为 1 360 元，其中住户缴费 1 920 元（包含 900 元固定费和 1 020 元采暖费），政府和国有供暖公司净收入 560 元。

六、结论及政策建议

本文对政策制定者和社会普遍关心且存在广泛争议的居民供暖问题进行了定量分析。利用中国家庭能源消费数据，运用断点回归方法估计了集中供暖政策对于居民能源消费和用能行为的影响。我们发现相较于分户采暖住户，集中供暖显著增加了每个供暖季的能源消费 908 千克标煤、能源支出 1 638 元。集中供暖模式强制提供了更大的供暖面积并延长了供暖时间。具体而言，与分户采暖住户相比，集中供暖住户的有效供暖面积显著多 62.08 m^2 、供暖季长多 1.79 个月并且供暖时长多 19.11 个小时。而集中供暖的能源效率其实更高，单位能源消费和单位能源支出比分户采暖低 0.032 千克标煤/ $\text{h} \times \text{m}^2$ 和 0.017 元/ $\text{h} \times \text{m}^2$ 。此外，我们构建了一个居民采暖支出模型，利用估计参数反事实分析了两部制定价下集中供暖对居民的能源消费和支出的影响。我们发现，在集中供暖两部制定价下，目前的集中供暖居民可以节省 35% 以上的采暖支出。同时，如果适当降低固定费率，对于分户采暖居民，可以保证其在支出不存在明显上升的情况下享受更高质量的供暖服务。

因此，我们建议在北方和有一定采暖需求的南方全面推行可调节式的集中供暖模式，大力推进供热计量的两部制定价方式。在南方地区先通过政府财政补贴的方式鼓励企业进入供暖市场，逐步推进硬件设备安装和管网铺设。随后，逐步将供暖服务归还于市场，放开价格管制，减少供暖企业对财政补贴的依赖，将补贴形式由“补企业”改为“补居民”。对于已经实行集中供暖的北方地区而言，全面安装热计量表，把老旧的不可调节的串联式供暖管线改造为可分户调节的并联式管线。逐步全面推行集中供暖、分户调节、基本热价加按用度收费的两部制定价方式。除此之外，对于集中供暖可能产生的环境问题，可以通过开征环境税，提高热电联产效率等方式逐步改善。同时推进供暖能源类型的多样化，减少对煤炭的依赖，积极推进供热的“煤改气”“煤改电”改革。

参 考 文 献

- [1] Almond, D., Y. Chen, M. Greenstone, and H. Li, "Winter Heating or Clean Air? Unintended Impacts of China's Huai River Policy", *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 2009, 99 (2), 184-190.
- [2] Berkhouit, P., J. Muskens, and J. Velthuijsen, "Defining the Rebound Effect", *Energy Policy*, 2000, 28 (6-7), 425-432.
- [3] Calonico, S., M. Cattaneo, and R. Titiunik, "Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs", *Econometrica*, 2014, 82 (6), 2295-2326.
- [4] Card, D., A. Mas, and J. Rothstein, "Tipping and the Dynamics of Segregation", *The Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123 (1), 177-218.
- [5] Chen, Y., A. Ebenstein, M. Greenstone, and H. Li, "Evidence on the Impact of Sustained Exposure to Air Pollution on Life Expectancy from China's Huai River Policy", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2013, 110, 12936-12941.
- [6] Ebenstein, A., M. Fan, M. Greenstone, G. He, and M. Zhou, "New Evidence on the Impact of Sustained Exposure to Air Pollution on Life Expectancy from China's Huai River Policy", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2017, 114, 10384-10389.
- [7] Gelman, A., and G. Imbens, "Why High-Order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs", *Journal of Business & Economic Statistics*, 2019, 37 (3), 447-456.
- [8] Gertler, P., O. Shelef, C. Wolfram, and A. Fuchs, "Poverty, Growth, and the Demand for Energy", Energy Institute at Haas Working Paper, 2011, 224.
- [9] Guo, J., Y. Huang, and C. Wei, "North-South Debate on District Heating: Evidence from a Household Survey", *Energy Policy*, 2015, 86, 295-302.
- [10] Imbens, G., "Matching Methods in Practice: Three Examples", *The Journal of Human Resources*, 2015, 50 (2), 373-419.
- [11] Imbens, G., and K. Kalyanaraman, "Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator", *The Review of Economic Studies*, 2012, 79 (3), 933-959.
- [12] Imbens, G., and T. Lemieux, "Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice", *Journal of Econometrics*, 2008, 142 (2), 615-635.
- [13] Ito, K., and S. Zhang, "Willingness to Pay for Clean Air: Evidence from Air Purifier Markets in China", *Journal of Political Economy*, 2019.
- [14] Lee, D., and D. Card, "Regression Discontinuity Inference with Specification Error", *Journal of Econometrics*, 2008, 142 (2), 655-674.
- [15] Lee, D., and T. Lemieux, "Regression Discontinuity Designs in Economics", *Journal of Economic Literature*, 2010, 48 (2), 281-355.
- [16] 李金珂、曹静, "集中供暖对中国空气污染影响的实证研究",《经济学报》, 2017年第4期, 第138—150页。
- [17] Liang, X., T. Zou, B. Guo, S. Li, H. Zhang, S. Zhang, H. Huang, and S. Chen, "Assessing

- Beijing's PM 2.5 Pollution: Severity, Weather Impact, APEC and Winter Heating", *Proceedings of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 2015, 471 (2182), 20150257.
- [18] Lim, K., S. Lim, and S. Yoo, "Short-and Long-Run Elasticities of Electricity Demand in the Korean Service Sector", *Energy Policy*, 2014, 67, 517-521.
- [19] Lin, B., and H., Liu, "A Study on the Energy Rebound Effect of China's Residential Building Energy Efficiency", *Energy and Buildings*, 2015, 86, 608-618.
- [20] 罗知、李浩然,“‘大气十条’政策的实施对空气质量的影响”,《中国工业经济》,2018年第9期,第136—154页。
- [21] Okajima, S., and H. Okajima, "Estimation of Japanese Price Elasticities of Residential Electricity Demand, 1990-2007", *Energy Economics*, 2013, 40, 433-440.
- [22] Wei, B., S. Wang, and L. Li, "Fuzzy Comprehensive Evaluation of District Heating Systems", *Energy Policy*, 2010, 38 (10), 5947-5955.
- [23] Wolfram, C., O. Shelef, and P. Gertler, "How Will Energy Demand Develop in the Developing World?", *Journal of Economic Perspectives*, 2012, 26 (1), 119-138.
- [24] 叶菁菁、孙文凯、赵忠,“持有成本与房产持有不平等——来自取暖费的证据”,工作论文,2017年。
- [25] 张娜,“争议南方供暖”,《能源》,2013年第2期,第84—89页。
- [26] Zhang., J., K. Kotani, and T. Saijo, "Public Acceptance of Environmentally Friendly Heating in Beijing: A Case of a Low Temperature Air Source Heat Pump", *Energy Policy*, 2018, 117, 75-85.
- [27] Zhang, X., Y. Jin, H. Dai, Y. Xie, and S. Zhang, "Health and Economic Benefits of Cleaner Residential Heating in the Beijing-Tianjin-Hebei Region in China", *Energy Policy*, 2019, 127, 165-178.
- [28] Zheng, X., C. Wei, P. Qin, J. Guo, Y. Yu, F. Song, and Z. Chen, "Characteristics of Residential Energy Consumption in China: Findings from a Household Survey", *Energy Policy*, 2014, 75, 126-135.
- [29] 郑新业,《中国家庭能源消费研究报告(2014)》。北京:科学出版社,2015年。

Should District Heating Cross the Huai River? —Estimation Based on Chinese Residential Energy Consumption Survey

JING JIN XINYE ZHENG*

(Renmin University of China)

YUCHENG WANG

(University of Pittsburgh)

Abstract In this paper we employ regression discontinuity design to estimate the impact of heating patterns on residents' energy consumption and energy usage behavior, based on *Chinese Residential Energy Consumption Survey* data. We find that district heating increases total energy consumption and total expenditure. However, from the perspective of energy efficiency, the energy consumption and expenditure per unit of district heating are lower. We construct a model of household heating expenditure. The counterfactual simulation shows that if the heating tariff is charged according to usage amount, the expenditure of the district heating residents will be reduced by more than 35%.

Key Words district heating, regression discontinuity design, energy efficiency

JEL Classification Q40, Q48, D19

* Corresponding Author: Xinye Zheng, School of Applied Economics, Renmin University of China, No. 59 Zhongguancun Street, Haidian District, Beijing, 100872, China; Tel: 86-10-82500378; E-mail: zhengxinye@ruc.edu.cn.