

**作品名称：**

技术进步引致能源回弹效应的测算与形成机制分析——基于城市  
层面数据

**作品类别：**

研究论文类

**作者信息：**

申颢，西南大学经济管理学院，2018 级硕士研究生

**指导老师：**

刘自敏，西南大学经济管理学院

# 技术进步引致能源回弹效应的测算与形成机制分析——基于城市 层面数据

**摘要：**在技术进步的前提下，能源回弹效应的存在及大小决定着能源政策的实施效果。本文基于 2007—2016 年中国 176 个地级及以上城市数据，计算了城市层面基于能源增强型技术进步与广义技术进步的能源回弹效应，并探究了技术进步引致能源回弹效应的机制。研究发现：（1）从不同计算方法看，基于能源效率与劳动供给内生的方法更适合计算城市层面的能源回弹效应；（2）从时间上看，总体及东、中部城市的能源回弹效应呈波动下降后上升的趋势，但在 2016 年又略有下降，西部城市能源回弹效应的走势则不同，且中部城市的能源回弹效应相对较高，“回火效应”现象逐渐向中部城市集中；（3）从样本整体看，样本城市总体能源回弹效应为 0.83，且有 71% 样本城市呈现出“部分回弹”现象，说明大部分城市能源效率提高带来的节能效果并未完全实现；（4）从形成机制看，无论是在总体还是不同地区的城市，技术进步都会通过能源效率效应来增加能源回弹效应，通过产业结构高级化效应来抑制能源回弹效应，但其通过人口集聚效应对能源回弹效应的引致机制不显著。本文为实现能源高效利用与政府制定合理节能政策提供了理论参考。

**关键词：**技术进步；城市层面；能源回弹效应；形成机制

## 1 引言

城市是人口生活与生产的主要聚集地，也是能源消费的“主力军”。随着供给侧结构性改革的推进和改革开放战略的深化，中国的城市化推进迅速。2017 年，中国的常住人口城市化率为 58.52%。快速推进的城市化使大量农村人口流向城市，使社会中生产与人口生活方式发生较大改变。而能源作为生产与生活的必须投入，其消费数量与结构也因城市化推进而发生改变。从全球范围来看，城市消耗了全球能源总量的 60%—80% 以上；而在中国，城市消耗能源量占整个国家消耗总量的 70%，到 2030 年，该比例将达到 83%。因此，为了实现中国城市可持续发展与制定城市化与能源环境协同发展的合理方针，以达到中国“十三五”规划中所提到的“2020 年将能源消费总量控制在 48 亿吨标准煤”的目标，以城市为基本地域单位进行能源高效利用与能源节约的探讨十分必要。

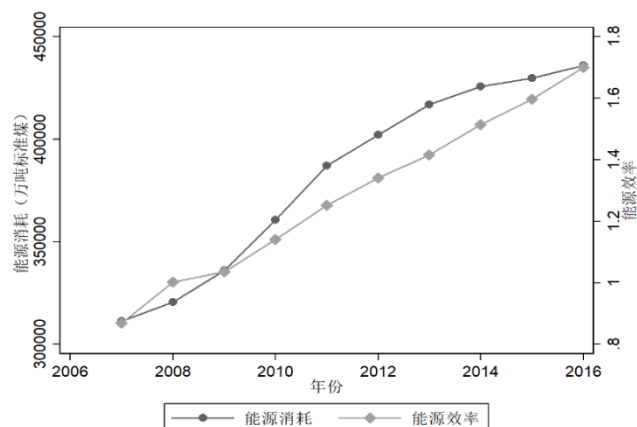


图 1-1 全国 2007—2016 年能源消费与能源经济效率走势

传统的节能政策多将重点聚焦于提高能源效率。但观察图 1-1 所示的中国整体能源经济效率<sup>1</sup>与能源消费的变化，可发现随着能源经济效率提高，能源消费总量却呈现出上升趋势，这便是能源回弹效应<sup>2</sup>所带来的典型现象。回弹效应是指：技术进步在提高能源效率、产生能源节约的同时，使单位产品的成本与价格下降，带动了产品的需求增加，从而带来更多的能源消费。最终，技术进步带来的能源节约被能源消费的增长部分抵消或是全部抵消的现象（Berkhout, 2000）<sup>[1]</sup>。故从城市层面出发来探讨能源节约与高效利用时，回弹效应是一个必要的研究视角。在技术进步与能源消耗都会促进经济增长（马千里和付岱山，2018）<sup>[2]</sup>的前提下，探究技术进步除了直接提高能源效率而产生回弹效应之外的其他间接机制是十分有必要的。因为只有探寻到这些间接机制，才能优化更新传统的只注重提升能源效率的节能政策，从而有效抑制回弹效应，进而达到既可稳步推进经济增长，又可实现能源节约的目标。

当前国内外对于回弹效应的研究多集中在回弹效应的计算与理论形成机制方面。国外由于研究起步较早，且有较为完善的能源价格，所以对于回弹效应计算及形成机制的研究十分丰富。而国内的研究相对来说较为缺乏，且多集中于宏观层面。

在回弹效应的计算方面。国外学者除了考虑宏观（Bentzen, 2004; Hanley et al., 2009）<sup>[3][4]</sup>、居民用能（Chitnis et al., 2013）<sup>[5]</sup>方面，还考虑了更微观的领域如家庭取暖回弹效应等方面的测算（Haas and Biermayr, 2000; Madlener, 2009）<sup>[6][7]</sup>。国内的研究相对于国外起步较晚。从微观层面出发，有部分学者测算了中国居民能源消费的回弹效应（刘自敏和李兴，2018；刘朝等，2018）<sup>[8][9]</sup>，也有学者尝试计算了中国交通用能等其他微观领域的回弹效应（Wang et al., 2012）<sup>[10]</sup>。

从宏观层面来说，由于中国当前能源价格不能完全反映市场运行状况，故国

1-1 能源经济效率在其他文献中也被称为“单要素能源效率”，其与能源强度互为倒数，即单位能源消耗的产出量。

1-2 下文的“回弹效应”、“有效回弹效应”均表示能源回弹效应。

内学者们大多采用替代方法以及 CGE 模型等来计算回弹效应。常用方法有四种,第一种即周勇和林源源(2007)<sup>[11]</sup>基于 Berkhout(2000)<sup>[1]</sup>的定义提出的替代方法,学者对其中技术进步对经济增长的贡献度(简称“贡献度”)估计方式有不同。有学者基于 C-D 生产函数与不同计量方法来估计贡献度(刘源远和刘凤朝,2008;冯烽和叶阿忠,2012)<sup>[12][13]</sup>,还有学者使用 Malmquist 指数估计贡献度(陈燕等,2011;韩颖等,2016)<sup>[14][15]</sup>。第二种方法基于第一种方法,同时使用 LMDI 将技术进步与结构变动引起的能源强度变化分解(王群伟和周德群,2008;章恒全等,2017)<sup>[16][17]</sup>。第三种方法是邵帅等(2013)<sup>[18]</sup>基于 Saunders(2000)<sup>[19]</sup>、Saunders(2008)<sup>[20]</sup>所给的定义提出的基于能源效率与劳动力供给内生的计算方法(张江山和张旭昆,2014;龚新蜀等,2017)<sup>[21][22]</sup>。第四种方法基于可计算一般均衡模型(CG E 模型)(查冬兰和周德群 2010;胡秋阳,2014)<sup>[23][24]</sup>。

在回弹效应的形成机制方面。由于国外对回弹效应的研究起步早且国外能源市场有完善的市场价格,故国外对于回弹效应形成机制的研究较为严谨且丰富。如 Saunders(2000b)<sup>[25]</sup>、Saunders(2008)<sup>[20]</sup>在给出回弹效应的定义与理论形成机制的基础上,探讨了不同生产函数对回弹效应的估计特点,并用数据模拟进行验证。而 Greening et al.(2000)<sup>[26]</sup>通过分类,从不同类型回弹效应的成因来探讨回弹效应的形成机制。Saunders 与 Greening et al.的研究为未来学者进行回弹效应研究的模型设定奠定了基础。国内学者对回弹效应的影响因素与形成机制的研究较少,且多集中于实证研究而缺乏理论研究。何小钢(2015)<sup>[27]</sup>使用 1997—2010 中国省际数据对投资偏向、要素市场扭曲与能源回弹的关系进行研究。庞敏等(2017)<sup>[28]</sup>在省份层面研究了技术进步影响中国能源回弹的效应,发现技术进步会降低能耗来实现减少中国能源消费的目标,但技术进步也会引致产业结构调整来刺激能源回弹。

国外学者在探讨回弹效应的机制时多以能源增强型技术进步为基础,从能源与能源服务的价格、消费者效用及行为等出发,且多为理论与数据模拟研究,较少将技术进步引致回弹效应的机制分解并用现实数据进行实证研究,但由于国外有市场化的能源价格,故国外回弹效应测算方法更加丰富。国内学者对回弹效应的研究多集中于回弹效应测算方面,并集中在国家、省份、行业以及居民能源消费层面,对以城市为尺度从宏观进行回弹效应测算的并不多。且国内学者对产生回弹效应的理论机制探讨不足。国内部分学者验证了回弹效应的影响因素与机制,但都集中在国家或省份层面。

本文可能的贡献在于:(1)以城市为基本尺度对我国宏观层面的回弹效应进行测算,并对国内文献常用的几种测算方法进行对比;(2)在方法对比的基础上,选用最合适的计算结果对城市层面回弹效应进行了时空演进分析,并探究了技术

进步引致城市回弹效应的机制。

本文余下部分结构安排为：第二部分对本文选用方法的回弹效应计算式进行构建；第三部分对数据来源及计算用变量进行说明；第四部分先进行参数估计，并使用不同方法对城市层面的回弹效应进行计算并进行结果对比，最后使用最合适的计算结果进行分析与比较；第五部分首先对技术进步引致回弹效应的理论进行阐述，并进行实证分析来验证；第六部分是结论与政策建议。

## 2 理论模型

在国外文献中，回弹效应的计算需要可反映市场运行现实状况的能源价格数据。但由于中国当前的能源价格无法反映市场现实，且同种能源在不同地区的差异较大，异质性能源价格数据难以收集。考虑使用国内学者提出的替代性方法与能源效率内生的方法进行计算。为了获得较为准确的城市回弹效应，选用邵帅等（2013）<sup>[18]</sup>提出的基于能源效率与劳动力供给内生的方法（简称：方法一）、周勇和林源源（2007）<sup>[11]</sup>所提出的替代方法（简称：方法二）、Shao et al.（2014）<sup>[29]</sup>针对方法二的修正方法（简称：方法三）、基于方法二的非参数法（简称：方法四）来计算城市层面的回弹效应，并在实证部分对计算结果进行对比。首先在下表列出几种方法的特征，再对不同方法进行详细阐述：

表 2-1 不同方法特征的简单总结

不同方法	所基于定义	所基于生产函数 <sup>1</sup>	所基于技术进步	所属方法类型
方法一	$RE = 1 + \eta$	C-D 生产函数	能源增强型技术进步	参数法
方法二	$RE = PS - AS / PS$	C-D 生产函数	广义技术进步	参数法
方法三	$RE = PS - AS / PS$	C-D 生产函数	广义技术进步	参数法
方法四	$RE = PS - AS / PS$	C-D 生产函数	广义技术进步	非参数法

数据来源：作者根据文献整理得

方法一的理论基础是 Saunders（2000）<sup>[19]</sup>、Saunders（2008）<sup>[20]</sup>对回弹效应给出的数学定义<sup>2</sup>，即：

$$RE = 1 + \eta \tag{2-1}$$

式（2-1）中的  $\eta$  为能源消费量对能源效率的弹性，其中能源消费量与能源效率都可以通过现实数据进行估算，故式（2-1）更适用于宏观层面回弹效应的实证研究。

首先参考 Saunders（2008）<sup>[20]</sup>做出理论假设：（1）C-D 生产函数包括的投入为：资本、劳动力和能源；（2）技术进步并非广义技术进步，而是能源增强型技

2-1 由于原文献的模型推导使用的就是 C-D 生产函数，在回弹效应的计算中还有 CES 生产函数、里昂替夫生产-函数等。

2-2 根据其所给定义可将回弹效应分为五类：大于 1 为“回火效应”，等于 1 为“完全回弹”，大于 0 小于 1 为“部分回弹”，等于 0 为“零回弹”，小于 0 为“超级节约。”

术进步；（3）资本在短期固定不变，但在长期可变且有着恒定的均衡价格；（4）要素与产品市场均完全竞争，且市场出清；（5）能源效率内生于能源用量；（6）劳动为内生变量，且有恒定的均衡价格。

其次，设定能源效率和能源消费量的关系：

$$\tau = GE^\gamma \quad (2-2)$$

$\tau$  代表能源效率，能源增强型技术进步提高就表现为能源效率提高； $G > 0$  是“干中学”中能源效率提高的参数； $E$  为能源消费量； $\gamma > 0$  为能源效率对能源消费量的弹性。

再次，对 C-D 生产函数的形式做出规定，参考 Saunders（2008）<sup>[20]</sup>，将 C-D 函数形式设定为（ $1 - \alpha - \beta > 0$ ）：

$$Y = aK^\alpha L^\beta (\tau E)^{1-\alpha-\beta} \quad (2-3)$$

式（2-3）中  $a$  为总体生产效率系数， $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $(1 - \alpha - \beta)(1 + \gamma)$  为资本、劳动、能源的弹性。

将（2-2）、（2-3）式联立，可得：

$$Y = aK^\alpha L^\beta (GE^{\gamma+1})^{1-\alpha-\beta} \quad (2-4)$$

观察三种投入要素弹性，发现  $(1 - \alpha - \beta)(1 + \gamma) + \alpha + \beta > 1$ ，即能源效率内生后，令本文所设定的 C-D 函数出现了规模报酬递增，本文后面对参数的估计结果也满足该现象。本文将考察能源效率与劳动力供给内生的长期情形，最后经过数理推导<sup>3</sup>，得长期能源消费对能源效率的弹性：

$$\eta^L = \frac{(1 - \alpha - \beta)^2 (1 + \gamma)}{[1 - \alpha - \beta - (1 - \alpha - \beta)(1 + \gamma)]S_E} \quad (2-5)$$

根据式（2-1），就可得出长期回弹效应的表达式：

$$RE^L = 1 + \frac{(1 - \alpha - \beta)^2 (1 + \gamma)}{[1 - \alpha - \beta - (1 - \alpha - \beta)(1 + \gamma)]S_E} \quad (2-6)$$

观察式（2-6），由于  $1 - \alpha - \beta - (1 - \alpha - \beta)(1 + \gamma) < 0$ ，当  $S_E < 0$  时，长期回弹效应会表现出“回火效应”；而当  $S_E > 0$  时，长期回弹效应会表现出“部分回弹”、“零回弹”和“超级节能”。故在能源效率与劳动力供给内生、且 C-D 生产函数呈现规模报

2-3 限于篇幅，推导过程省略，有兴趣可向作者索要。

酬递增的情况下，该计算式可以求出任何形式的回弹效应数值。

方法二、三、四的理论基础为 Berkhout (2000)<sup>[1]</sup>在宏观层面给出的回弹效应数学定义，即：

$$RE = \frac{PS - AS}{PS} \times 100\% \quad (2-7)$$

式 (2-7) 中  $PS$  和  $AS$  分别为技术进步带来的预期能源节约量和实际能源节约量。两者之差为技术进步带来的实际能源增加量。由于预期节能量较难用现实数据进行估计，所以在用该式进行实证分析时可能需要对此项进行替换。

周勇和林源源 (2007)<sup>[11]</sup>根据式 (2-7) 所提出的替代性方法可表示为：

$$RE_{t+1} = \frac{\sigma_{t+1} \times (Y_{t+1} - Y_t) \times EI_{t+1}}{Y_{t+1} \times (EI_t - EI_{t+1})} \quad (2-8)$$

$$\sigma_{t+1} = \frac{g_Y - \alpha g_K - \beta g_L - \delta g_E}{g_Y} = \frac{g_{TFP}}{g_Y} \quad (2-9)$$

式 (2-8) 中， $RE_{t+1}$  代表  $t+1$  年的回弹效应， $\sigma_{t+1}$  为贡献度，分子代表技术进步引致经济增长带来的能源消费增加以替代式 (2-7) 中技术进步引致的实际能源消耗增加量，而分母代表技术进步引致能源强度下降带来的能源节约量以替代式 (2-7) 中技术进步带来的预期节能量。式 (2-9) 为参数和非参数法对贡献度的估计式。

而 Shao et al. (2014)<sup>[29]</sup>对周勇和林源源 (2007) 的模型推导过程经过重新演算，认为回弹效应应表示为：

$$RE_{t+1} = \frac{\sigma_{t+1} \times (Y_{t+1} - Y_t) \times EI_t}{Y_{t+1} \times (EI_t - EI_{t+1})} \quad (2-10)$$

式 (2-10) 与式 (2-8) 的差别为分子中  $EI$  的角标，参数及分子、分母含义与式 (2-8) 相同。

### 3 数据来源及变量说明

#### 3.1 数据来源

本文的研究对象为中国地级及以上城市。由于市辖区经济运行稳定、人口集中且各种经济社会活动均偏向市辖区 (张泽义和罗雪华, 2019)<sup>[30]</sup>，故除天气变量以省会城市数据表征外，本文均使用市辖区层面数据。部分缺失数据通过查找地级市统计年鉴及插值补齐，但剔除数据缺失较多城市及无法插值城市。经整理本文的城市样本数量为 176 个。受限于可获得的城市数据，将样本期设为 2007—2016 年。本文所使用数据均来自《中国城市统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》和《中国气象年鉴》。

### 3.2 变量说明

计算用变量包括城市层面的劳动力、能源、资本与产出。其中劳动使用市辖区层面的城镇单位从业人员期末人数来表示。对于能源，在中国城市层面的能源数据统计并不健全，且国内外许多学者在进行城市能源方面研究中也仅考虑了部分能源，如 Greene and Kahn（2010）<sup>[31]</sup>在对美国的城市层面能源消耗的统计中，只考虑了四种能源：电力、天然气、汽油和燃料油。李艳军和华民（2014）<sup>[32]</sup>、卢丽文等（2017）<sup>[33]</sup>在进行城市层面的绿色全要素生产率的研究时仅选取电力作为能源投入，取得了较为可信的研究成果。故本文的能源变量选用《中国城市统计年鉴》中的电力、煤气、液化石油气，并依据《中国能源统计年鉴》的能源折标准煤系数将三类能源消费量折算成标准煤。对于资本，参考柯善咨和向娟（2012）<sup>[34]</sup>的城市资本存量计算方法来计算<sup>1</sup>。产出选用市辖区范围的地区生产总值。货币变量都以 2007 年为基期进行平减以消除通货膨胀的影响。表 3-1 为变量描述性统计及定义。

表 3-1 变量描述性统计及变量定义

变量名称	变量数目	平均值	标准差	最小值	最大值
城市资本存量（K，亿元）	1760	2694.07	4602.24	68.54	40967.89
年末劳动力（L，万人）	1760	38.56	76.34	1.57	791.52
城市能源投入（E，万吨）	1760	172.95	320.87	6.49	3286.54
地区生产总值（Y，亿元）	1760	1137.56	2224.58	39.44	21602.83

数据来源：作者计算整理得

## 4 实证分析

本部分首先对利用 176 个地级及以上城市的 C-D 生产函数进行估计，然后利用其投入要素弹性，使用本文在理论模型部分所选择的不同方法进行城市层面回弹效应的计算，并比较不同方法的计算结果，进而选用最合适的计算结果进行后续研究。

### 4.1 回弹效应计算

由于本文所选用方法均依赖于 C-D 生产函数的投入要素弹性估计，故应构建样本整体的 C-D 生产函数形式。参考邵帅等（2013）<sup>[18]</sup>，首先对（2-4）式的两边取对数，得：

$$\ln Y_{it} = \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \theta \ln E_{it} + C + \varepsilon_{it} \quad (4-1)$$

其中：  $\theta = (1 - \alpha - \beta)(1 + \gamma)$ ，  $C = \ln a + (1 - \alpha - \beta) \ln G$ 。  $\theta$  即为能源消费量的弹性。

其次，参考龚新蜀等（2017）<sup>[22]</sup>，使用虚拟变量最小二乘法对式（4-1）进行

3-1 本文的资本存量计算过程详见附录 A.1。



估计，弹性系数估计结果如下：

表 4-1 三要素弹性系数估计结果

函数	资本弹性	劳动弹性	能源弹性
C-D 生产函数	0.52*** (36.03)	0.38*** (18.66)	0.17*** (10.45)

数据来源：作者计算整理得。括号内报告的为  $t$  统计量。\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 0.1、0.05、0.01 的显著性水平下显著。

观察估计结果，从所有样本城市来说三者的弹性系数均在 0.05 显著性水平下显著。三要素弹性系数相加为 1.07，符合了本文回弹效应计算模型的“规模报酬递增”假设，本文估计结果与柯善咨与向娟（2012）<sup>[34]</sup>从中国城市层面估计 C-D 生产函数的结果较为一致。

最后将三要素弹性代入式（2-6），并使用统计数据计算出  $s_E$ ，可得到方法一的计算结果；将三要素弹性代入式（2-9）可求出式（2-9）的第一个结果。估计出 Malmquist 指数后，可求出式（2-9）的第二个结果。将式（2-9）的结果代入式（2-8）、（2-10），可得方法二、三、四的结果。本文四种方法的计算结果描述性统计与每年回弹效应的均值走势图如下：

表 4-2 不同方法计算结果的描述性统计

方法	变量数目 <sup>1</sup>	均值	标准差	最小值	最大值
方法一	1584	0.83	0.84	-2.91	5.45
方法二	441	0.92	2.38	0.008	18.24
方法三	441	0.98	2.39	0.009	18.29
方法四	671	0.99	3.47	0.003	31.11

数据来源：作者计算整理得

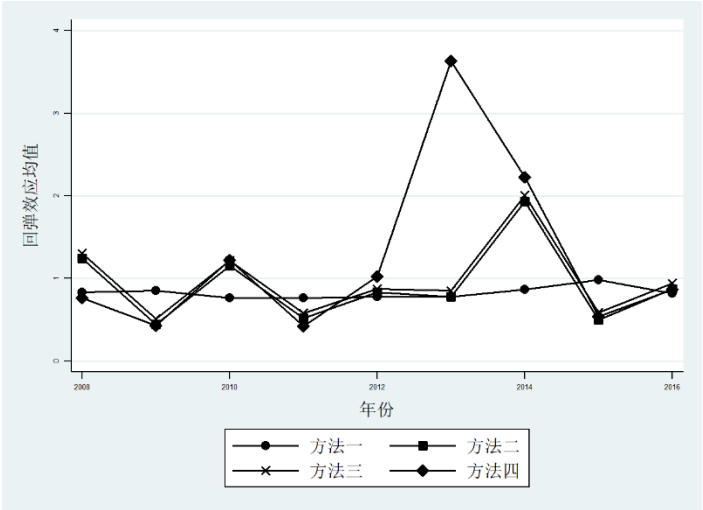


图 4-1 不同方法计算的每年回弹效应均值走势

4-1 方法四剔除无效值的标准：剔除所有负值及存在能源强度下降与技术进步（Malmquist 指数小于 1）的样本；方法二、三剔除无效值的标准：剔除所有负值及存在能源强度下降与贡献度为负值的样本。

基于表 4-2 与图 4-1，首先考虑方法本身，方法二、三、四基于广义技术进步，这种基于全要素效率提高的方法会产生较大偏误（Shao et al., 2014）<sup>[29]</sup>。观察图 4-1，基于广义技术进步的方法并不是像先前学者所认为仅仅存在向上或者向下的偏误，而是向上与向下的偏误同时存在。而方法一基于能源增强型技术进步，该假设完全与所依据定义符合。但主要方法较为适用规模报酬递增的状况（张江山和张旭昆，2014；龚新蜀等，2017）<sup>[21][22]</sup>，方法二、三、四则在任何规模报酬的情况下均适用（刘源远和刘凤朝，2008；乔海曙和李亦博，2014）<sup>[12][35]</sup>。然后从结果的有效性来考虑，方法二、三、四计算的前提条件是存在技术进步和能源强度下降，两者均不满足或仅满足一个都会使求出数值无意义（冯烽，2018；Shao et al., 2019）<sup>[36][37]</sup>，故所求出的回弹效应存在无效值，且这三种方法无法识别出“超级节约”。所以方法二、三、四较为适用于单个主体与少量多个主体的回弹效应测算及研究。而方法一所求得回弹效应数值均为有效值且包括了“超级节约”，所以该方法适用于多主体的回弹效应测算及研究。其次，本文比照方法二、三、四。相对于方法二、三，基于 Malmquist 指数的方法四更容易精确剔除技术退步的无效值，从而可以保留更多的有效值。但非参数法会受随机因素与前沿位置的影响，观察图 4-1，可以发现方法四的每年回弹效应均值波动较大，出现了相对于方法二、三的更大误差。下表是本文所总结各类方法特征的进一步对比：

表 4-3 不同计算方法特征的进一步对比

不同方法	识别回弹类型	是否有无效值	适用主体	适用规模报酬
方法一	所有类型	否	单主体、多主体	较适合递增情况
方法二	仅正值	是	单主体、少量多主体	任何规模报酬
方法三	仅正值	是	单主体、少量多主体	任何规模报酬
方法四	仅正值	是	单主体、少量多主体	任何规模报酬

数据来源：作者根据计算结果整理得

根据计算结果，为了保留更多的有效值以探究城市层面回弹效应的时空演进趋势与形成机制，故选用方法一的结果进行后续研究。

#### 4.2 全国范围及三大分区的回弹效应分析

表 4-4 和图 4-2 将样本城市划分成全国范围（以下简称“全国”）、东部、中部、西部<sup>2</sup>来进行回弹效应的比较。

表 4-4 全国及三大分区城市回弹效应的均值（2008—2016 年）

年份	全国	东部	中部	西部
2008	0.83	0.89	0.82	0.62
2009	0.85	0.86	0.77	0.87
2010	0.77	0.73	0.78	0.76

4-2 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、和海南；中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南；西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

2011	0.76	0.78	0.73	0.77
2012	0.78	0.82	0.70	0.91
2013	0.78	0.81	0.87	0.26
2014	0.87	0.88	0.88	0.71
2015	0.98	0.99	1.02	0.68
2016	0.82	0.73	0.97	0.72
均值	0.83 <sup>3</sup>	0.83	0.84	0.70

数据来源：作者整理计算得出

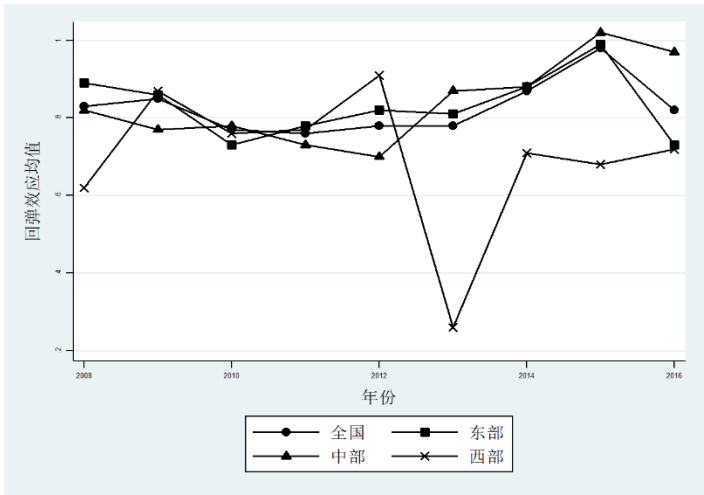


图 4-2 全国及三大分区回弹效应均值折线图（2008—2016 年）

基于表 4-4 与图 4-2 的分析，本文发现东、中部地区和全国城市的回弹效应在 2008—2015 年均呈现波动下降后上升的趋势。2007—2009 年全球出现经济危机，且此次危机的负面影响持续时间较长，令全国城市回弹效应在 2008—2011 年呈现出下降趋势。中国于 2009—2010 年实行较为激进的积极财政政策和扩张性的货币政策，并于 2008—2010 年底进行“四万亿投资”，当此次大规模投资的正面影响逐渐释放时会带动中国经济恢复稳定增长。由于城市的各种社会经济活动均偏向市辖区，且经济增长会导致城市内部市辖区电力、天然气、石油等异质性能源消费提高（隋建利等，2017）<sup>[38]</sup>，从而出现了东、中部地区和全国城市的回弹效应呈现 2012—2015 年的波动上涨趋势。经过 2010—2015 年的波动上升后，东、中部和全国城市的回弹效应在 2016 年略微下降，说明于 2015 年 11 月 23 日提出的供给侧结构性改革所带来的“改革红利”逐渐释放，从而在推动经济稳步增长的同时减少了回弹效应。

中国西部地区城市回弹效应均值的走向较为特殊，且在 2013 年出现了各地区回弹效应均值的最小值（0.26）。西部地区相较于东、中部地区经济运行的稳定性较差，技术水平较低，自然环境恶劣。西部地区在发展的过程中，相对较低的技

4-3 该数值与使用相同方法的邵帅等（2013）、张江山和张旭昆（2014）的结果相近，且东、中、西部的均值排序与张江山和张旭昆（2014）一致。

术进步<sup>4</sup>与较高的自然资源利用难度所带来的能源消费较低，且西部的产业结构高级化程度较低，导致西部地区城市的回弹效应相对较低。2013 年西部地区因自然灾害与外部经济环境恶化，导致西部地区城市的经济增速放缓且资源利用难度更大，从而出现较低的回弹效应。而 2013 年 8 月，中国国家发改委印发《2012 年西部大开发工作进展情况和 2013 年工作安排》，并推动实施《中西部地区外商投资优势产业目录》（姚慧琴等，2014）<sup>[39]</sup>。这些政策性文件推动了西部地区的产业发展、技术进步与经济增长，从而西部地区城市的回弹效应在 2013—2014 年间呈上升趋势。

再观察分地区的回弹效应均值，发现中部地区城市的回弹效应（0.84）最高，其次是东部（0.83）和西部（0.70）。且三大分区基本在样本期间内均表现出“部分回弹”（除中部地区城市在 2015 年表现为“回火效应”）说明三大分区具有减排潜力的年份占了样本期的大部分，但还是有部分年份出现了“回火效应”。

### 4.3 城市的回弹效应分析

由于本文样本城市计算出的能源回弹效应没有“零回弹”和“完全回弹”的现象（即 RE 等于 0 和 1），所以下表呈现结果中仅考虑“回火效应”、“部分回弹”与“超级节约”三种现象。

表 4-5 2008—2016 年每年处于不同种类能源回弹的城市数目及比例

年份	回火效应	部分回弹	超级节约	三类城市比例（百分比）
2008	30 个城市	141 个城市	5 个城市	17：80：3
2009	45 个城市	122 个城市	9 个城市	26：69：5
2010	18 个城市	153 个城市	5 个城市	10：87：3
2011	16 个城市	153 个城市	7 个城市	9：87：4
2012	46 个城市	114 个城市	16 个城市	26：65：9
2013	35 个城市	130 个城市	11 个城市	20：74：6
2014	56 个城市	109 个城市	11 个城市	32：62：6
2015	67 个城市	94 个城市	15 个城市	38：53：9
2016	49 个城市	110 个城市	17 个城市	28：63：9
均值 <sup>5</sup>	29 个城市	143 个城市	2 个城市	23：71：6

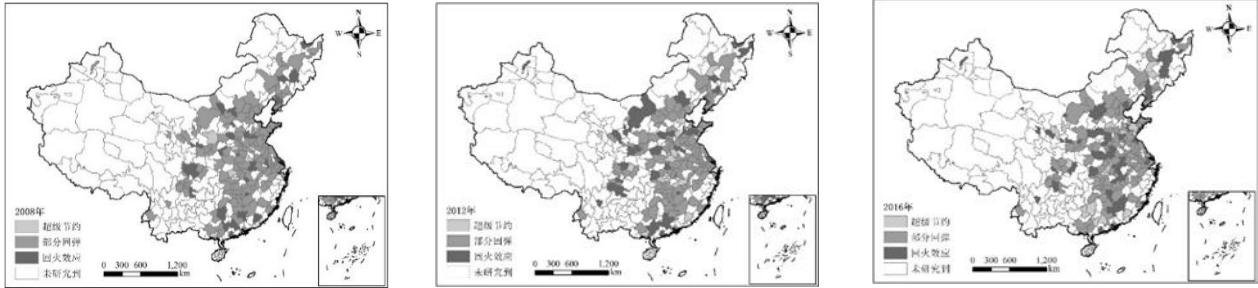
数据来源：作者整理计算得

观察表 4-5 中表现出三类不同回弹效应的城市比例，可以发现呈现出三类回弹效应城市的占比有变化。其中呈现“部分回弹”的城市从 2008 年的 80%波动下降至 2016 年的 63%；而呈现“回火效应”和“超级节约”的城市从 2008 年的 17%和 3%波动上升至 28%和 9%，即实现了全部能源节约目标与没有实现能源节约目标的城市均增多，说明城市间的能源节约与利用的情况有显著差异。从各城市回弹效应均

4-4 根据《中国西部经济发展报告（2014）》，2004、2008、2009、2011、2012 年，西部的 R&D 投资最低，且占全国 R&D 投入不到 10%。  
4-5 此处并不是对 2008—2016 年处于某种现象的城市数求均值，而是以每个城市的回弹效应均值来衡量。

值来看，有 71% 样本城市的能源回弹效应呈现出“部分回弹”现象，说明大部分城市能源效率的提高虽然减少了部分能源消费，但节能效果并未完全实现。下图为呈现出三类回弹效应城市的地域分布：

图 4-3 2008、2012、2016 年呈现三类回弹效应的城市分布



从图 4-3 可以看出，“回火效应”现象明显增多且向中部地区集中，且“超级节约”现象从中部向东、西部集中。说明中部地区城市在中原城市群、长江中游城市群等区域、国家级城市群的带动快速发展的过程中，部分城市（如三门峡市、唐山市等）由于其能源消费结构优化程度低、节能减排技术水平较低等原因出现了较大的回弹效应。这也符合中部城市回弹效应均值较高的计算结果。西部地区由于取样过少，回弹效应的时间演变趋势不明确。

## 5 技术进步引致回弹效应的形成机制分析

### 5.1 理论分析

钱娟（2019）<sup>[40]</sup>发现 1991—2015 年中国技术进步偏向资本与能源。故技术进步对基于能源增强型技术进步的 55 效应仍会起到引致作用。囿于本文获取相关数据的限制、中国的能源价格现状以及能源价格信息会通过能源效率来影响回弹效应，所以没有考虑能源价格对回弹效应造成的影响。由于产业结构优化会大幅度促进中国能源消费结构的优化（邹璇和王盼，2019）<sup>[41]</sup>，故也没有考虑能源消费结构对回弹效应造成的直接影响。本文将引致机制分为能源效率效应、人口集聚效应和产业结构高级化效应。

首先讨论主要机制即能源效率效应。根据 Khazzoom（1987）<sup>[42]</sup>的研究，技术进步提高引致的能源效率提高从供给方（即能源产品与服务的供给方）传递至消费方（即能源产品与服务的需求方）时，较先提高能效的企业会通过技术扩散引致其他企业能效提高，从而降低整体能源消费。然而当所有企业能效提高后，其为了追求超额利润而扩大生产规模，从而带来大量能源消费。

再来看间接机制即人口集聚效应与产业结构高级化效应。技术进步会吸引周边地区的劳动力向城市内部集聚。人口集聚带来的人口密度增大会产生人口城市化（翁智雄等，2017）<sup>[43]</sup>，从而带来生活、基础设施维护等用能的增加。而根据 Burton（1969）<sup>[44]</sup>提出的“紧凑城市理论”，高人口密度城市会通过共享设施、人力

资本效应等节约能源。技术进步与创新还会促进产业结构高度化。产业结构高度化会产生知识高度密集化、优化能源消费结构等效应以降低能耗。但从城市层面来说，许多中小城市缺乏发展高端服务业的条件，产业结构高级化可能会使中小城市的有限资源集中于低端服务业造成要素配置扭曲，从而造成能源浪费（卫平和余奕杉，2018）<sup>[45]</sup>。并且一个城市第三产业的发展会通过产业关联、波及效应带动相关产业发展以增加能源消耗。

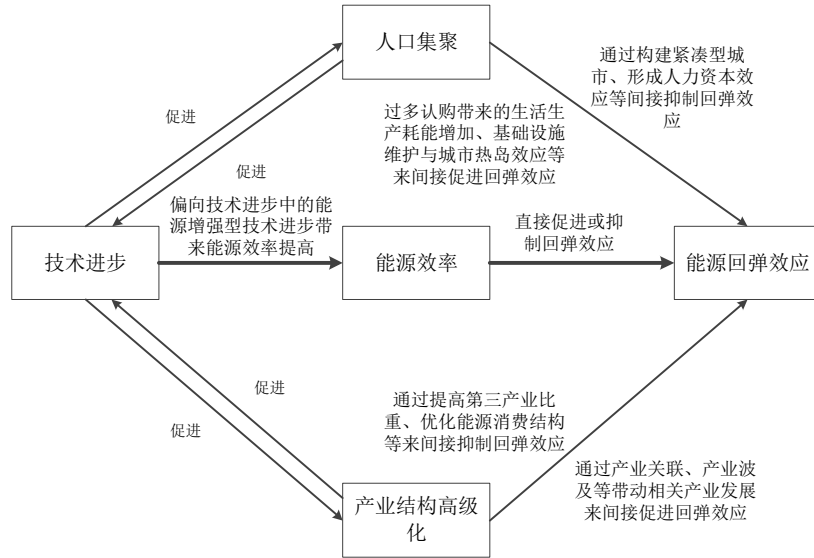


图 5-1 技术进步引致回弹效应的机制图

## 5.2 机制验证

由于宏观层面上一期能源消费会对下一期能源消费产生影响，而回弹效应可以反映一个地区对能源消费的依赖性（何小钢，2015）<sup>[27]</sup>，故将回弹效应的滞后一阶作为解释变量。由于在基本模型中可能存在内生性问题，而 Arellano and Bond（1991）<sup>[46]</sup>提出的差分广义矩估计方法可以很好解决该问题。由于两步 GMM 在一步 GMM 的基础上将第一步的残差加入新一步的估计，进而放宽了残差独立同方差的假定（马勇和陈雨露，2017）<sup>[47]</sup>，故本文使用两步差分 GMM 动态面板模型对技术进步引致回弹效应的机制进行估计。并根据陈诗一（2011）<sup>[48]</sup>，将时间趋势变量放入方程以捕捉时间趋势。基本模型一和二设置如下：

$$RE_{it} = \beta_0 RE_{it-1} + \beta_1 TE_{it} + \beta_2 LNECO_{it} + \beta_3 T_{it} + \beta_4 LNB_{it} + \beta_5 tt + \varepsilon_{it} \quad (5-1)$$

$$RE_{it} = \beta_0 RE_{it-1} + \beta_1 TE_{it} \times EFF_{it} + \beta_2 TE_{it} \times P_{it} + \beta_3 TE_{it} \times I_{it} + \beta_4 LNECO_{it} + \beta_5 T_{it} + \beta_6 LNB_{it} + \beta_7 tt + \varepsilon_{it} \quad (5-2)$$

式（5-2）中  $TE_{it} \times EFF_{it}$ 、 $TE_{it} \times P_{it}$ 、 $TE_{it} \times I_{it}$  代表技术进步与能源效率、人口集聚变量和产业结构高级化变量的交乘项，以探究技术进步通过能源效率提升、人口集聚与提高第三产业比重是否会引致回弹效应，方程中的  $tt$  为时间趋势项，探究机

制用变量说明及描述性统计见附录 A.2。

在计算回弹效应时使用的变量为 2007—2016 年变量，所计算出的结果为 2008—2016 年的回弹效应，故探究机制用变量的年份也为 2008—2016 年。本文首先使用选择两步差分 GMM 进行基本模型一、二的估计，且结果解释基于该估计，然后使用双向固定效应面板模型与最小二乘估计（OLS）进行估计，并将其结果作为参照系<sup>1</sup>。由于不同地区的经济发展状况与自然资源禀赋不同，这些差异可能会使技术进步引致回弹效应的机制在不同地区存在差异，本文也进行区域异质性检验，结果呈现在附录 A.2。

表 5-1 两步差分 GMM 回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
RE <sub>t-1</sub>	-0.069* (-1.72)	-0.085* (-1.92)	-0.075* (-1.71)	-0.074* (-1.67)	-0.063 (-1.36)
TE	0.046** (2.00)				
TE×EFF		0.003** (2.22)	0.005*** (3.18)	0.005*** (3.27)	0.001*** (3.42)
TE×P		0.007 (0.42)	0.010 (0.62)	0.008 (0.46)	0.002 (0.42)
TE×I		-0.044* (-1.86)	-0.063*** (-2.73)	-0.064*** (-2.70)	-0.015*** (3.42)
LNB	0.168 (0.77)	0.152 (0.72)	0.236 (0.93)	0.249 (0.96)	0.050 (0.93)
LNECO	-0.313** (-1.21)		-0.636** (-2.21)	-0.709** (-2.29)	-0.152** (-2.39)
T	-0.117** (-1.99)			-0.065 (-1.04)	-0.013 (-0.98)
时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	No	No	No	No	No
常数项	2.660** (2.25)	0.462 (1.19)	1.118** (2.06)	2.167* (1.70)	1.284*** (4.65)
AR(2)	-1.327 [0.19]	-1.550 [0.11]	-1.578 [0.12]	-1.625 [0.10]	-1.548 [0.12]
Sargan	42.035 [0.34]	48.526 [0.20]	42.319 [0.41]	42.976 [0.39]	43.269 [0.38]
城市数目	176	176	176	176	176
观测值数	1232	1232	1232	1232	1232

说明：括号内报告的为 z 统计量，方括号内报告的为 P 值。Sargan 检验和 Arellano-Bond AR（2）检验首先汇报了对应的检验统计量，方括号里为对应检验的 P 值。

上表为使用两步差分 GMM 动态面板模型对两个基本模型的估计结果，结果

(1) 为基本模型一的估计结果, 而结果 (2) — (4) 为基本模型二的估计结果。所有两步差分 GMM 的 Arellano-Bond AR (2) 的检验 P 值均大于 0.1, 表明差分后的模型残差项不存在二阶序列相关。所有结果的 Sargan 检验的结果均表明工具变量没有过度识别的问题。为了提高模型估计的准确性, 本文在所有估计中都使用 WC-Robust 对结果进行调整。且估计结果 (4) 中, 被解释变量的滞后一阶系数在双向固定效应面板模型估计和 OLS 估计之间 (-0.074 在 -0.214 与 -0.063 之间)<sup>2</sup>, 代表 GMM 估计有效 (Bond, 2002) [49]。

在使用两步差分 GMM 对基本模型二的估计中, 为了检验估计的稳健性, 本文采用了逐渐加入控制变量的方法, 观察检验结果 (2) — (4), 在逐渐加入控制变量的情况下, 技术进步与能源效率、产业结构高级化变量的交乘项均在 0.1 显著性水平下显著, 且系数的正负号保持一致, 说明估计结果具较为稳健。检验结果 (5) 也是稳健性检验, 即使用带时间趋势项的混合回归对 C-D 生产函数进行估计, 所求出来的长期回弹效应<sup>3</sup> (下面简称“第二种长期回弹效应”) 进行回归, 交乘项的系数仍显著且符号不变向, 说明估计结果稳健。

本文根据表 5-1 的估计结果对解释变量的意义进行阐述。首先观察估计结果 (1), 回弹效应滞后一阶的系数显著为负, 表示能源消费变化引起的回弹效应的是一个动态调整的“惯性”变量, 且过去的回弹效应显著的减少了当期的回弹效应。而技术进步的系数显著为正则表示, 技术进步的确显著的引致了回弹效应, 何小钢和王自力 (2015) [50] 通过对中国 33 个行业的能源偏向型技术进步进行测算后也发现, 总体上中国各行业技术进步偏向于能源消耗。

其次, 观察估计结果 (2) — (4), 发现能源效率效应显著为正而产业结构高级化效应在 0.1 的显著性水平下显著为负, 但人口集聚效应并不显著。能源效率效应的系数显著为正代表技术进步通过提高能源效率所带来的能源节约被能源消费量的增加所部分抵消甚至全部抵消。该机制也是技术进步引致回弹效应的主要机制, 所以该机制对回弹效应的显著正向影响令技术进步的系数在 0.1 的显著性水平显著为正。产业结构高级化效应的系数显著为负, 代表技术进步引致第三产业所占比重越大, 会减少回弹效应。从全国范围的地级及以上城市来看, 技术进步会带动本城市及周边地区的产业结构升级, 提高第三产业比重 (杨丹萍和杨丽华, 2016; 段瑞君, 2018) [51][52]。在第一产业产值比重变动不大的情况下<sup>4</sup>, 中国将工作重心第二产业转移到第三产业, 确实可以降低能源消耗量 (宋宝琳等, 2018) [53]。第三产业占比扩大、第二产业占比缩小会通过优化能源消费结构、形成高新技术产业集聚等会带来大量的能源节约, 这部分能源节约远远大于第三产业中的高新

5-1 双向固定效应面板模型估计和 OLS 结果见附录 A.2。

5-2 双向固定效应面板模型估计和 OLS 结果见附录 A.2。

5-3 限于篇幅, 该组结果没有报告, 若有兴趣可向作者索要。

5-4 通过对样本城市进行统计, 发现样本城市在样本期的第一产业产值占比稳定在 5.4% 到 6.5% 之间, 数据来自《中国城市统计年鉴》。



技术产业占比增加带来的产业关联、波及效应等所增加的能源消费，从而显著的抑制了回弹效应的产生。

人口集聚效应的系数不显著，代表技术进步通过引致市辖区人口密度增加对回弹效应的影响并不明确。首先，技术进步会通过带动城市经济发展吸引郊区及乡村人口向城市内部聚集，从而形成区域内的密集城市群与较高人口密度的城市（秦贤宏，2017）<sup>[54]</sup>，根据“紧凑城市理论”，该现象会引致能源节约。但由于本文在研究时所包括的能源为电力、煤气与液化石油气，这三种能源均与市辖区人口的生活息息相关，当市辖区的人口呈高速扩张趋势时，市辖区需要更多的人口生活用能与基础设施运行维护用能。当上述两种“作用力”相互抵消时，会造成人口集聚效应不显著。

## 6 结论与政策建议

本文以中国 176 个地级及以上城市为样本，收集了其 2007—2016 年劳动力、能源消费量、地区生产总值数据，并核算了其 2007—2016 年的资本存量，进而使用不同方法计算了城市层面的回弹效应，并选用最合适的结果进行分析。在此基础上，本文采用动态面板模型，使用两步差分 GMM 法，有效的克服了潜在的内生问题，进一步对技术进步引致回弹效应的机制进行探究。本文的主要研究结论与政策建议包括：

第一，样本城市的回弹效应存在差异。从地区均值来看，全国及东、中部城市的回弹效应均呈现先波动下降后上升的趋势，但在 2016 年又有所下降，且中部城市的回弹效应相对较高，“回火效应”现象逐年向中部地区城市集中。从城市的回弹效应实际值来看，样本城市回弹效应的均值为 0.83，有 71% 以上的样本城市呈现出“部分回弹”现象，说明中国城市当前能源效率的提高带来能源节约中很大一部分被经济增长、产出增加所带来的能源消费提高所抵消。故探究除提高能源效率外其他的节能减排政策是十分必要的。

第二，当前技术进步显著促进了城市层面回弹效应的增加。为了达到推动技术进步与节能减排的双重目标，应在大力推动中国技术进步的同时，继续提高中国技术进步中能源节约型技术进步的比例。从供给侧来考虑，政府针对高耗能且投资周期长的重工业企业应施加较强的环境规制、收取环境税与节能减排技术的专项补贴以促使其开展绿色技术创新。且生产企业本身要提高能源节约型技术进步的研发力度。从需求侧来考虑，政府及相关机构应该在市场上大力推介节能、环保的产品，并“以身作则”进行适当规模的采购，从而“以需求推动供给”来促使生产厂商放弃高耗能且附加值低的产品生产，从而转向低能耗且附加值高的产品生产。

第三，技术进步通过推动能源效率的提高，进而促进了城市层面回弹效应的增加。所以传统的提高能效政策并不能完全发挥其正面作用。要想兼顾经济增长与节能减排，必须在实施传统提高能效政策的同时，针对中国的现实状况建立完善的能源市场、碳市场，并设计诸如税收、价格等市场导向型政策，并将这些政策与当前正在实行宏观经济政策相结合。且在政策实施时，也要注意不同政策间可能会产生的相互作用，防止其对中国整体经济运行造成负面影响。

第四，技术进步通过推动产业结构高级化的同时抑制了城市层面回弹效应的产生，但技术进步通过吸引人口向市辖区集聚从而引致回弹效应的机制不显著。故应继续推动中国的产业结构升级，以提高产业结构高级化程度，并从其他方面以及产业间的协调性上来减少产业结构高级化带来的能源消费增加。且应继续合理化中国的人口城市化进程。如在推进人口城市化的过程中，要考虑构建紧凑型城市与发挥引进人才的人力资本效应，抑制过多人口因生活需求、城市“热岛效应”等而造成的大量能源消费，从而达成能源节约与环境治理的双重目标。

囿于数据限制，本文在研究时并未考虑中国全部城市，且能源数据并没有包括全部能源。完善相关数据对中国城市层面的回弹效应进行进一步探究是本文的后续研究方向。

## 参考文献：

- [1]Berkhout P.H.G.,Muskens J.C.,Velthuisen J.W.Defining the Rebound Effect[J].Energy Policy,2000,28(6-7): 425—432.
- [2]马千里，付岱山.能源消费、技术进步与经济增长的关系研究[J].经济问题探索，2018，（12）：183—190.
- [3]Bentzen J.Estimating the Rebound Effect in US Manufacturing Energy Consumption[J].Energy Economics,2004,26(1):123-134.
- [4]Hanley N.,McGregor P. G.,Swales K. J.,Turner K.Do Increases in Energy Efficiency Improve Environmental Quality and Sustainability[J].Ecological Economics,2009,68(3):692-709.
- [5]Chitnis M.,Sorrell S.,Druckman A.,Firth S K.,Jackson T.Turning Lights into Flights:Estimating Direct and Indirect Rebound Effects for UK Households[J].Energy Policy,2013,55:234-250.
- [6]Haas R.,Biermayr P.The Rebound Effect for Space Heating Empirical Evidence from Austria[J].Energy Policy, 2000, 28（6—7）：403—410.
- [7]Madlener R.Energy Rebound and Economic Growth:A Review of the Main Issues and Research Needs[J].Energy, 2009, 34(3):370-376.
- [8]刘自敏，李兴.阶梯电价、回弹效应与居民能源——基于 CFPS 数据的分析[J].软科学，2018，32（8）：4—8.
- [9]刘朝，周宵宵，张欢，朱于珂.中国居民能源消费间接回弹效应测算：基于投入产出和再分配模型[J].中国软科学，2018，（10）：142—157.
- [10]H.Wang,P.Zhou,D.Q.Zhou.An Empirical Study of Direct Rebound Effect for Passenger Transport in Urban China[J].Energy Economics,2012,34(2):452-460.
- [11]周勇，林源源.技术进步对能源消费回报效应的估算[J].经济学家，2007，（2）：45—52.
- [12]刘源远，刘凤朝.基于技术进步的中国能源消费反弹效应——使用省际面板数据的实证检验[J].资源科学，2008，30（9）：1300—1306.

- [13]冯烽,叶阿忠.技术溢出视角下技术进步对能源消费的回弹效应研究——基于空间面板数据模型[J].财经研究, 2012, 38 (9): 123—133.
- [14]陈燕.能源回弹效应实证分析——以湖北省数据为例[J].经济问题, 2011, (2): 126—129.
- [15]韩颖,刘庆,白宝鑫,石建华.辽宁省能源回弹效应测算分析[J].东北大学学报(自然科学版), 2016, 37 (7): 1061—1064.
- [16]王群伟,周德群.能源回弹效应测算的改进模型及其实证研究[J].管理学报, 2008, 5 (5): 688—691.
- [17]章恒全,秦腾,佟金萍,孙冬营.结构调整视角下的能源效率变动与回弹效应考察——基于三次产业的实证分析[J].软科学, 2017, 31 (9): 1—4.
- [18]邵帅,杨莉莉,黄涛.能源回弹效应的理论模型与中国经验[J].经济研究, 2013, (2): 96—109.
- [19]Saunders H.D.A View from the Macro Side:Rebound,Backfire,and Khazzoom-Brookes[J].Energy Economics,2000,28(6):439-449.
- [20]Saunders H.D.Fuel Conserving(and Using) Production Function[J].Energy Economics,2008,30(5):2184-2235.
- [21]张江山,张旭昆.技术进步、能源效率与回弹效应——来自中国省际面板数据的经验测算[J].山西财经大学学报, 2014, 36 (11): 50—59.
- [22]龚新蜀,王世英,胡志高.“干中学”内生增长理论视角下能源回弹效应分析——基于西部省份 1978~2014 年面板数据的经验测算[J].软科学, 2017, 31 (4): 85—89.
- [23]查冬兰,周德群.基于 CGE 模型的中国能源效率回弹效应研究[J].数量经济技术经济研究, 2010, (12): 39—53.
- [24]胡秋阳.回弹效应与能源效率政策的重点产业选择[J].经济研究, 2014, (2): 128—193.
- [25]Saunders H.Does Predicted Rebound Depend on Distinguishing Between Energy and Energy Services?[J].Energy Policy,2000b,28(6-7):497-500.
- [26]Greening L.A.,D.L. Greene,C. Difiglio.Energy Efficiency and Consumption-the Rebound Effect-a Survey[J].Energy Policy,28(6-7):389-401.
- [27]何小钢.要素市场扭曲、投资偏向于能源回弹效应——基于 1997—2010 年中国省级面板数据的实证研究[J].山西财经大学学报, 2015, 37 (10): 14—22.
- [28]庞敏,邱代坤,张志伟.技术进步影响能源消费的机制与对策分析[J].统计与决策, 2017, (16): 60—63.
- [29]Shuai Shao,Tao Huang,Lili Yang.Using Latent Variable Approach to Estimate China's Economy-Wide Energy Rebound Effect over 1954-2010[J].Energy Policy,2014,72: 235—248.
- [30]张泽义,罗雪华.中国城市绿色发展效率测度[J].城市问题, 2019, (2): 12—16.
- [31]Greene W.H.,Kahn M.E.The Greenness of Cities: Carbon Dioxide Emissions and Urban Development[J].Journal of Urban Economics,2010,67 (3): 404—418.
- [32]李艳军,华民.中国城市经济的绿色效率及其影响因素研究[J].城市与环境研究, 2014, 1 (2): 36—50.
- [33]卢丽文,宋德勇,黄璨.长江经济带城市绿色全要素生产率测度[J].城市问题, 2017, (1): 61—67.
- [34]柯善咨,向娟.1996—2009 年中国城市固定资本存量估算[J].统计研究, 2012, (7): 19—24.
- [35]乔海曙,李亦博.能源回弹与经济发展方式转型——基于 LMDI 方法及中国数据的实证分析[J].经济问题探索, 2014, (8): 30—36.
- [36]冯烽.能效改善与能源节约:助力还是阻力——基于中国 20 个行业能源回弹效应的分析[J].数量经济技术经济研究, 2018, (2): 82—96.
- [37]Shuai Shao,Longfei Guo,Mingliang Yu,Lili Yang,Dabo Guan.Does the Rebound E-fect Matter in Energy Import-Dependent Mega-Cities? Evidence from Shanghai(China)[J].Applied Energy,2019,214,: 219—228.
- [38]隋建利,米秋吉,刘金全.异质性能源消费与经济增长的非线性动态驱动机制[J].数量经济技术经济研究, 2017, (11): 24—43.
- [39]姚慧琴,徐璋勇,安树伟,赵勋.中国西部发展报告(2014)西部地区的结构调整与转型[M].北京:社会科学

- 学文献出版社, 2014: 1—53.
- [40]钱娟.能源节约偏向型技术进步对经济增长的影响研究[J].科学学研究, 2019, 37 (3): 436—449.
- [41]邹璇, 王盼.产业结构调整与能源消费结构优化[J].软科学, 2019, 33 (5): 11—16.
- [42]D.Khazzoom.Economic Implications of Mandated Efficiency Standards for Household Appliances[J].Energy Journal,1980,1(4):21-40.
- [43]翁智雄, 马忠玉, 葛察忠, 程翠云.多因素驱动下的中国城市环境效应分析[J].中国人口.资源与环境, 2017, 27 (3): 63—71.
- [44]Burton E.The Compact City:Just or Just Compact?A Preliminary Analysis[J].Urban Studies,37(11):31-67.
- [45]卫平, 余奕杉.产业结构变迁对城市经济效率的影响[J].城市问题, 2018, (11): 4—11.
- [46]Arellano M.,Bond S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations[J].Review of Economic Studies,1991,58:277-297.
- [47]马勇, 陈雨露.金融杠杆, 杠杆波动与经济增长[J].经济研究, 2017, (6): 31—45.
- [48]陈诗一.边际减排成本与中国环境税改革[J].2011, (3): 85—100.
- [49]Bond S.R.Dynamic Panel Data Models:A Guide to Micro Data Methods and Practice[J].Portuguese Economic Journal,2002,1(2):141-162.
- [50]何小钢, 王自力.能源偏向型技术进步与绿色增长转型——基于中国 33 个行业的实证考察[J].中国工业经济, 2015, (2): 50—62.
- [51]杨丹萍, 杨丽华.对外贸易、技术进步与产业结构升级: 经验、机理与实证[J].管理世界, 2016, (11): 172—173.
- [52]段瑞君.技术进步、技术效率与产业结构升级——基于中国 285 个城市的空间计量检验[J].研究与发展管理, 2018, 30 (6): 106—116.
- [53]宋宝琳, 白士杰, 郭媛.经济增长、能源消耗与产业结构升级关系的实证分析[J].统计与决策, 2018, (20): 142—144.
- [54]秦贤宏.快速城市化地区人口空间演变模型[J].中国人口.资源与环境, 2017, 27 (11): 21—24.

## Analysis of the Measurement and Formation Mechanism of Energy Rebound Effect Caused by Technological Progress——Based on City Level Data

**Abstract:** Under the premise of technological progress, the existence and size of the energy rebound effect determines the implementation effect of the energy policy. Based on the data of 176 prefecture-level cities and above in China from 2007 to 2016, this paper calculates the energy rebound effect of energy-enhanced technological advancement and general technological advancement at the city level, and explores the mechanism of technological progress leading to energy rebound effect. The study found that: (1) From the different calculation methods, the energy efficiency and labor supply endogenous methods are more suitable for calculating the energy rebound effect at the

city level; (2) From the time perspective, the energy rebound effect of the overall and eastern and central cities showed a gradual decline and then increased, but it declined slightly in 2016. The trend of energy rebound in western cities is different, and the energy rebound effect of central cities is relatively high. The phenomenon of “backfire effect” gradually concentrated in the central cities; (3) From the overall sample, the overall energy rebound effect of the sample city is 0.83, and 71% of the sample cities show a “partial rebound” phenomenon, indicating that the energy-saving effect brought by the improvement of energy efficiency in most cities has not been fully realized; (4) From the formation mechanism, whether in the cities of the whole or different regions, technological progress will increase the energy rebound effect through the energy efficiency effect, and suppress the energy rebound effect through the industrial structure advanced effect, but the mechanism of the energy rebound effect through the population agglomeration effect is not significant. This paper provides a theoretical reference for achieving efficient energy use and the government to formulate reasonable energy conservation policies.

**Key words:** Technological Progress; City Level; Energy rebound effect; Formation mechanism

## 附录 A

### A.1 城市资本存量的计算

本文使用 2004-2016 年相关数据,参考柯善咨和向娟(2012)<sup>[34]</sup>、向娟(2011)<sup>1</sup>的方法进行计算,并设置基期为 2007 年。

$t$  年的资本存量表示如下:

$$K_t = K_{t-1}(1-\delta) + (I_t + I_{t-1} + I_{t-2})/3 \quad (\text{A-1-1})$$

$$K_0 = I_0 \left( \frac{1+g}{g+\delta} \right) \quad (\text{A-1-2})$$

第一,估计固定资产投资价格指数,以对后续数据进行平减。由于《中国城市统计年鉴》并没有给出各个城市的相关数据,本文使用城市所对应的省份建筑安装工程、设备工具器具购置与其他三大类的价格指数与对应的投资完成额进行计算(在本部分中,也要折算出 2004、2005、2006 年相对于 2007 年的价格指数,用作平减其投资完成额);第二,估计折旧率  $\delta$ ,本文选用的折旧年限为建筑 40 年,设备 16 年,并使用前面得到的建筑安装工程、设备工具器具购置的比重(前三年)对建筑和设备的折旧率加权,得到总折旧率,并用省层面的折旧率指代对应城市的折旧率;第三,估计初始资本存量,由于本文的初始年份设置为 2007 年,所以  $K_0$  与  $I_0$  均为 2006 年的初始资本存量与初始投资完成额,式(A-1-2)中的  $\delta$  用第二步求出的折旧率平均值代替。 $I_0$ 并非简单用 2006 年的全社会固定资产投资完成额(市辖区)来代替,而是用 2004、2005、2006 年全社会固定资产投资完成额(市辖区,平减至 2007 年)来计算。 $g$  则用 2007-2016 年不变价新增投资来计算。

完成以上三步并将所计算参数带入式(A-1-1),并将各时期及该时期前两年的,以 2007 年为不变价的新增投资(使用市辖区全社会固定资产投资完成额)带入,就可以求得各时期的资本存量。在计算完成后,参照向娟(2011)和刘常青等(2017)<sup>2</sup>的数据对结果进行比较(均将两类结果折算到以 2007 年为基期),发现本文计算的结果部分城市略高于向娟(2011)的相同折旧年限设置的结果,低于刘常青等(2017)的结果,但趋势较为一致,可以认为折算结果较为准确。

### A.2 机制分析中的变量说明与部分回归结果

机制分析中的变量说明与描述性统计于附录呈现。对于技术进步(TE),参考黄向岚等(2018)<sup>3</sup>,使用市辖区科学技术支出占地区 GRP 的比例来衡量技术进步。

A-1 向娟.中国城市固定资本存量估算[D].湖南:湖南大学,2011:49—53.

A-2 刘常青,李磊,卫平.中国地级及以上城市资本存量测度[J].城市问题,2017,(10):67—72.

A-3 黄向岚,张训常,刘晔.中国碳交易政策实现环境红利了吗?[J].经济评论,2018,(6):86—99.

对于能源效率 (EFF)，参考周倩玲和方时姣 (2019)<sup>4</sup>，使用能源经济效率<sup>5</sup>来表征。2008—2015 年的人口聚集 (P) 变量使用《中国城市统计年鉴》的人口密度数据，由于 2016 年该数据缺失，使用年末总人口/建成面积来代替，且为了防止极端值影响做了 1% 的缩尾处理。对于产业结构高级化 (I)，在样本城市第一产值占比保持几乎不变的前提下<sup>6</sup>，本文选用市辖区层面的第三产业产值占地区 GRP 的比重来表示。

本文的控制变量选取为：气温 (T)、客运变量 (LNB) 与经济发展变量 (LNECO)。囿于数据可得性，气温使用省会城市的平均温度来表征对应省份城市的气温，数据来自《中国气象年鉴》。本文的客运变量采用市辖区层面的人均公交车辆来代表城市的公共交通发展程度，并进行了对数化处理。对于经济发展变量，使用人均 GRP 来表示城市的经济发展水平并进行了对数化处理。下表是探究机制用变量的描述性统计：

表 A-1 探究机制用变量描述性统计

变量名称	变量数目	平均值	标准差	最小值	最大值
技术进步 (TE, 万分比)	1584	30.99	26.28	1.90	144.19
能源效率 (EFF, 万元/吨)	1584	6.81	3.31	0.42	34.04
人口集聚 (P, 万人/平方公里)	1584	0.10	0.08	0.007	0.427
产业结构高级化 (I, 百分比)	1584	0.42	0.11	0.09	0.80
气温 (T, 摄氏度)	1584	15.28	4.30	4.30	25.30
交通变量 (LNB) <sup>7</sup>	1584	1.93	0.67	-0.43	5.42
人均 GRP (LNECO) <sup>8</sup>	1584	1.53	0.70	-0.60	0.70

数据来源：作者根据《中国城市统计年鉴》、《中国气象年鉴》整理得

为了说明本文估计结果的稳健性，以及兼顾区域差异对技术进步引致回弹效应的机制造成影响，本文也进行了双向固定效应面板估计与 OLS 估计，以及分区使用两步差分 GMM 对基本模型一、二进行检验，结果如下：

表 A-2 双向固定效应面板模型与 OLS 估计结果（包括动态与静态面板）

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
RE <sub>t-1</sub>	-0.209*** (-6.28)	-0.208*** (-6.19)	-0.214*** (-6.40)	-0.214*** (-6.44)	-0.063** (-2.25)		-0.214*** (-6.44)
TE	0.0003 (0.21)						
TE×EFF		0.001*** (3.35)	0.002*** (4.08)	0.002*** (4.08)	0.002 (0.12)	0.002*** (3.99)	0.0004*** (4.08)
TE×P		0.003	0.005	0.005	0.003	0.002	0.001

A-4 周倩玲，方时姣.地区能源禀赋、企业异质性和能源效率——基于微观全行业企业样本数据的实证分析[J].经济科学，2019，(2)：66—78.

A-5 又称：单要素能源效率。

A-6 作者通过计算 176 个样本城市在 2008-2016 年三产占比，发现第一产业产值占比除 2008 年为 6.47% 外，其余年份均在 5.99%—5.37% 之间。数据来自《中国城市统计年鉴》。

A-7 客运变量的单位为万人/辆。

A-8 经济发展变量的单位为万元/人。

		(0.30)	(0.52)	(0.52)	(0.39)	(0.20)	(0.52)
TE×I		-0.021**	-0.025***	-0.025***	-0.004	-0.019**	-0.005***
		(-2.27)	(-2.75)	(-2.75)	(-1.08)	(-2.52)	(-2.75)
LNB	0.207**	0.138	0.238**	0.238**	0.092*	0.194**	0.050**
	(2.08)	(1.43)	(2.26)	(2.27)	(1.80)	(2.12)	(2.27)
LNECO	-0.390**		-0.592***	-0.596***	-0.004	-0.457***	-0.126***
	(-2.08)		(-3.08)	(-2.98)	(-0.09)	(-3.11)	(-2.98)
T	-0.097			-0.005	-0.011	-0.018	-0.001
	(-0.17)			(-0.10)	(-1.94)	(-0.41)	(-0.10)
时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes
常数项	1.238	0.649***	1.28***	1.36	0.849***	1.271	1.245***
	(1.27)	(3.58)	(4.46)	(1.38)	(6.92)	(1.64)	(5.73)
F(wald)	8.100	9.400	8.380	7.430	2.460	3.570	7.430
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.01]	[0.00]	[0.00]
城市数目	176	176	176	176	176	176	176
观测值数	1408	1408	1408	1408	1408	1584	1408

说明：括号内报告的为 t 统计量；方括号内报告的为 P 值；\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 0.1、0.05、0.01 的显著性水平下显著。

在表 A-1 中为面板双向固定效应与 OLS 的估计结果，结果均使用了稳健标准误。结果（1）为基本模型一的回归结果，结果（2）—（4）为逐渐加入控制变量的基本模型二的回归结果，结果（5）为普通 OLS 回归结果，结果（6）为静态面板估计结果，即使用双向固定效应模型对基本模型二进行估计时，去掉了解释变量中回弹效应的滞后一阶，结果（7）为使用第二种长期回弹效应的稳健性检验。对比表 5-1 和表 A-1 的结果，可以发现系数符号的方向与显著性基本一致，但表 A-1 中（1）的技术进步不显著。两步差分 GMM 通过使用所有可能的滞后变量作为工具变量解决了部分内生性问题，从而能更精准的识别技术进步对回弹效应的正向影响，这也说明使用两步差分 GMM 的结果来进行分析的必要性。

表 A-3 不同区域城市两步差分 GMM 回归结果

解释变量	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
RE <sub>t-1</sub>	-0.120*	-0.126*	-0.044***	-0.033	-0.153*	-0.126*
	(-1.91)	(-1.95)	(-5.14)	(-0.57)	(-1.69)	(-1.79)
TE	0.004**		0.018*		0.019**	
	(2.15)		(1.76)		(2.41)	
TE×EFF		0.004**		0.004***		0.006***
		(2.05)		(3.08)		(3.45)
TE×P		-0.019		0.028		-0.021
		(-0.47)		(1.51)		(-0.17)
TE×I		-0.047*		-0.064***		-0.083**
		(-1.82)		(-3.29)		(-2.39)
LNB	0.281*	0.322*	0.736	0.117	-0.027	-0.031



	(1.67)	(1.89)	(1.23)	(0.52)	(-0.19)	(-0.28)
LNECO	-0.3629	-0.462	-0.892	-0.177	-1.093	-1.770***
	(-1.54)	(-1.60)	(-1.22)	(-0.43)	(-1.36)	(-3.06)
T	0.026	0.042	0.083	-0.019	-0.198	-0.238*
	(0.37)	(0.52)	(0.34)	(-0.19)	(-1.20)	(-1.69)
时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	No	No	No	No	No	No
常数项	0.407	0.234	-1.194	-0.632	5.107	6.570***
	(0.30)	(0.16)	(-0.25)	(-0.31)	(1.63)	(2.62)
AR(2)	-0.070	-0.256	-1.218	-1.618	-1.411	-1.485
	[0.94]	[0.80]	[0.22]	[0.11]	[0.16]	[0.14]
Sargan	39.812	42.310	23.295	28.249	23.703	16.453
	[0.43]	[0.41]	[0.87]	[0.61]	[0.21]	[0.23]
城市数目	68	68	67	67	41	41
观测值数	476	476	469	469	287	287

说明：括号内报告的为 z 统计量，方括号内报告的为 P 值；\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 0.1、0.05、0.01 的显著性水平下显著。Sargan 检验和 Arellano-Bond AR（2）检验首先汇报了对应的检验统计量，方括号里为对应检验的 P 值。

（8）和（9）、（10）和（11）、（12）和（13）分别是东、中、西部城市的基本模型一、二的回归结果。可以看出虽然东、西部城市的技术进步会通过人口集聚效应来减少回弹效应，但是却不显著，原因为技术进步推动人口集聚带来的紧凑型城市对能源节约的正向效用与人口增多带来的负向效用近乎“相抵”。所有地区其他两个机制与全样本回归结果一致，说明技术进步引致回弹效应的机制在不同地区相似。