

长江经济带城镇化对能源消费的经济门槛效应

严翔^{1, 2} 成长春^{2, 3} 易高峰¹ 柏建成¹¹

(1. 盐城师范学院 商学院, 中国江苏 盐城 224002;

2. 河海大学 商学院, 中国江苏 南京 211100;

3. 南通大学 江苏长江经济带研究院, 中国江苏 南通 226019)

【摘要】: 在文献回顾的基础上, 从与经济发展相关的产业、空间与人口三层面梳理、构建城镇化对能源消费影响的融合传导机制, 并基于 Hansen 面板门槛回归模型, 利用长江经济带 11 省市 2005—2015 年的面板数据, 实证分析流域城镇化与能源消费间非线性发展关系。研究表明: 城镇化进程中的经济发展水平决定了生产与生活能耗模式, 对能源消费的影响具有显著的经济门槛效应。经济落后与经济发达地区的城镇化进程对传统能耗依赖较小, 而经济处于快速发展中的区域城镇化对能源消费的促进作用明显。进一步指出, 虽然城镇化进程中的产业结构调整与技术进步对能源消费抑制作用明显, 但在人口压力及资源约束加剧的新城镇化背景下, 更应坚持以人为本, 不仅要促进量的转移, 更要注重质的提升, 关注居民消费引导与空间紧凑布局对能源消费的影响, 继续发挥规模经济的削减作用, 努力实现共享经济的集约效能; 各省市间则应建立互动协调机制, 根据自身城镇化对能耗的影响路径因地制宜地采取相应策略, 这也是全流域可持续发展的关键。

【关键词】: 城镇化 能源消费 经济门槛效应 绿色发展 节能降耗 人口 长江经济带

【中图分类号】: F299.27; F426.2 **【文献标志码】:** A **【文章编号】:** 1000-8462 (2019) 01-0073-09

长江经济带是我国重要的人口密集区和产业承载区, 21% 的国土面积上聚集着 42.8% 的全国人口, 42.2% 的经济总量输出也凸显出其在我国经济发展中的重要地位。2015 年沿江 11 省市的城镇化水平为 56.7%, 与全国 56.1% 的城镇化水平相近, 但除下游江浙沪平均 73.3% 的城镇化率远高于全国水平外, 作为农业转移人口主要承载区的中游皖赣鄂湘与上游川渝云贵分别为 52.5%、48.5%, 均低于全国平均水平, 区域梯度差较大。相关研究指出, 中国城镇化进程中生产方式与消费行为的变迁对能源消费产生了深远影响^[1-2], 就长江经济带而言, 其早期城镇化进程中就存在土地粗放扩张致使空间城镇化快于人口城镇化^[3], 加之临江传统重化工业密集, 中低端产业比重过高, 使得生产能耗逐年提高。与此同时, 城镇化提高了居民生活水平, 也改变了迁入居民的能源消费结构^[4], 一个农业转移人口进入城市后的生活能耗将提升至原来的 3 倍^[5]。2005-2015 年流域能耗总量由 95031 万 tce 上升至 163004 万 tce, 占全国能源消耗总量的近 40%, 加之沿江多省市能源自给率不足, 能源对外依存度较高, 未来流域能源总量将持续高位运行, 能源问题仍是制约其城镇化发展的桎梏。2016 年《长江经济带发展规划纲要》中提出“生态优先、绿色发展”的基本思路, 强调流域城镇化质量的同时也对能源消费提出了刚性约束。因此研究城镇化与能源消费间的影响关系, 是实现长江经济带新型城镇化高效、包容、可持续发展的重点。

基金项目: 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目 (17JZD024); 国家社会科学基金重点项目 (16AJL015); 江苏省重点建设学科应用经济学资助。

作者简介: 严翔 (1983-), 男, 江苏盐城人, 博士研究生, 讲师。主要研究方向为区域经济。E-mail: yanxiang@hhu.edu.cn。

1 文献回顾及述评

1.1 文献综述

以 Jones 为代表的学者很早就开始研究城镇化对能源消费的作用机制与影响^[6], 后续学者的研究也指出城镇化发展与能源消费间存在显著相关^[1,7], 其中大部分结论显示城镇化对能源消费存在正相关^[8-9], 亦有部分文献指出两者存在负相关性的悖论^[10], 近期学者指出城镇化对能耗的作用经历了前期抑制, 后期促进的关系^[11]。可见, 城镇化对能耗的作用方向学界并无定论^[12], 但可以确信的是, 人口迁移与空间拓展引发了工业生产要素在空间上的集聚与重置, 这一进程使区域间人员与物资的互动加剧, 同时生产及生活方式的变迁也影响着能源消费。现有研究主要集中在城镇化引发的工业生产能耗、空间布局能耗及居民消费能耗, 所以两者间的主要影响及其传导机制也可以从产业、空间、人口三方面归纳总结。

产业研究层面, 不同时期的产业结构变动是能源消费的主导原因^[13], 其中二产能耗占能耗总量比重最大^[14]。部分学者提出结构变化对能源效率的提升作用自 1990 年代中期就逐渐消失, 仅依靠结构调整已很难应付当前巨大的能源压力^[15]。后续研究显示, 产业的技术进步对能耗影响作用在不同发展阶段呈现较大差别^[16], 当前更应通过技术进步降低能源强度、提高能源利用效率^[17], 但技术进步也会带动其他经济单元的发展, 使技术节约的能耗量不及经济增长的能源需求量, 最终出现能耗总量的回弹效应^[18]。

空间规划层面, 能源消费与城市空间的结构、规模相关^[19], 城镇低密度化诱发的汽车保有量、出行距离等因素导致能耗增加^[20], 土地资源开发强度低, 生活与生产设施分散, 基础设施服务功能排他性强等空间资源布局问题也加剧了能耗^[21], 而提高城市密度可以缩短通勤距离, 减少对汽车的依赖性, 亦可降低能源输配损耗, 通过实现公共设施的规模效应以达到节能目的^[22]。我国学者在借鉴他国发展经验基础上指出, 节约能源不能仅考虑产业与技术, 应该结合国情, 从空间节约入手实现节能低碳^[23], 而现实生活中高概率交通堵塞与尾气排放造成的负面影响大于空间紧凑带来的节约收益, 因此城市高密度发展导致的能耗不降反升现象引起了学界对空间紧凑发展的置疑^[24]。

微观人口层面, 城镇化提高了迁入人口的收入^[25], 改变了其能源消费行为与生活方式^[4-5]: 不仅节能宣传可提高用能意识, 丰富的能源设备与种类也降低了原本以薪柴、秸秆等为主的生活直接能耗^[26]; 另一方面, 因更接近消费市场, 居民消费结构的升级推动了商品与服务生产过程中的间接能源消费^[27], 这已逐渐成为我国居民能耗的主因^[28]。预计在未来很长时间内, 中国人口城镇化对能源需求总量的影响将持续上升, 新一代消费者在经济上更独立, 消费欲望与需求较上一代更强, 庞大的人口基数及其结构变化将对能源消费造成长期压力^[29-30]。

既存研究也存在如下几点空白: 首先, 长江经济带的相关研究大都集中在战略规划与现象评论等定性层面, 有关城镇化与能源消耗间的定量实证分析匮乏; 其次, 对区域时间点的能耗影响分解及静态横向对比较多, 缺少基于多系统间互动传导机制, 动态剖析城镇化对能耗影响; 最后, 过往相关研究囿于统计方法或数据来源的限制, 大都采用普通线性回归分析, 缺失了“门槛效应”引起的变量间非线性关系的研究, 掩盖了城镇化及相关影响因素在不同发展情境下对能源消费的阶段性影响趋势。

1.2 机理研究

基于文献整理可知, 城镇化的不同发展模式决定其对能源消费的作用机制与路径^[31], 但究竟是规模集聚效应带来的负向减少, 还是拉动反弹效应引起的正向增加, 现有研究结论并不统一。如图 1 多系统间的融合传导机制所示: 城镇化是产业结构调整 and 转型升级的重要载体, 为产业提供人力、土地等要素输入与消费市场输出, 推动其发展的同时也影响着生产用能模式; 城镇化进程中的土地高密度开发与空间紧凑利用可形成规模效应降低能耗, 但空间零散粗放扩张、基础设施不完善、通勤拥堵等问题则加剧了能耗; 城镇化也直接影响居民的消费购物等生活方式, 人口迁居城镇后受教育程度及生活水平的普遍提升可以改善能源消费结构, 但也会因更接近消费市场而拉动内需, 间接促进生产能耗。同时不可忽视的是, 经济发展水平是产业、人口、空间互动影响的表现, 决定着城镇化不同阶段的发展质量, 也影响着居民直接生活能源的消费结构与间接生产能耗的市场容量。在城镇化发展初期,

粗放式经济模式下的产业发展存在对能源的过度依赖路径,同时也包括土地资源、人力资源的冗余投入与低效利用;而在城镇化发展的高级阶段,能源消费是检验城镇化水平的重要标尺,它可以倒逼产业转型升级、提质增效,促进空间科学布局、紧凑规划,亦可以彰显全社会生态文明建设成果。所以能源在不同经济发展水平下的角色发生了转变,由推进城镇化发展速度的牺牲者,转为提升城镇化发展质量的监督者。

本文拟在城镇化与能耗间的互动影响机理基础上,基于 Hansen 面板门槛回归模型,利用长江经济带的面板数据进行实证分析,检验城镇化进程中的能源消费是否存在非线性经济门槛效应,进一步剖析流域各区域在各自经济发展水平下的城镇化是通过哪些因素与路径影响能源消费。旨在为流域因地制宜地选择不同发展模式,实现新型城镇化的“高城镇化、低能源消耗”目标提供策略参考。

2 研究方法 & 数据说明

2.1 模型构建

“门槛效应”是指当一个经济参数达到特定的数值后,引起另一个经济参数发生突然转向其它发展形式的现象。以往不管是基于离散型变量还是连续型变量,大都采用分组的方法以检验门槛效应,或将门槛变量与被影响的变量交叉作为解释变量,一齐引入回归模型进行检验门槛效应存在与否。但判断分组的标准靠主观判断,交叉项的形式及内涵意义也不易解释,且这两类方法的门槛效应显著性无法检验。为了弥补上述不足,本研究采用 Hansen 的非动态面板门槛回归模型^[32],将经济发展水平作为待估计的门槛变量以构建分段函数,验证城镇化对能源消费的非线性关系。优点是以“内生分组”替代了主观性较强的“外生分组”,避免人为主观判断。同时,与一般回归的分析结果相比,门槛回归方法得到的结果更能准确拟合不同分组中自变量与因变量间非线性发展关系。构建的单一门槛模型如下:

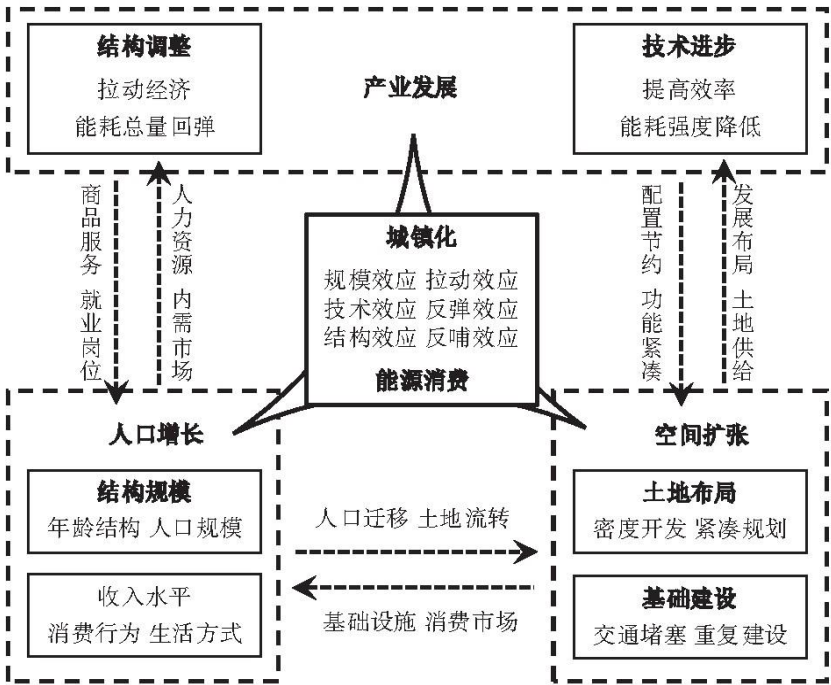


图 1 城镇化对能耗的传导机理

$$y_{it} = \mu_{it} + \theta x_{it} + \beta_1 IA_{it} I_{it} (thr_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 IA_{it} I_{it} (thr_{it} > \gamma_1) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: i 表示地区; t 表示年度; y_{it} (能源消费) 为被解释变量; x_{it} 为影响能耗的控制变量集, 本文选择已经被证实与能源消费有稳定关系的因素, 包括经济、资本, 及上文总结的产业、空间、人口三方面; θ 为影响变量的关联系数; IA_{it} (城镇化) 为受门槛变量影响的解释变量; thr_{it} 为门槛变量 (经济发展水平); γ 为待估门槛值; $I(\cdot)$ 为指示函数, 当 $thr \leq \gamma$ 时, $I(\cdot)=1$, 否则 $I(\cdot)=0$; ε_{it} 为随机扰动项。双重门槛或多重门槛可在模型 (1) 基础上扩展推得。

理论上门槛值 $\hat{\gamma}$ 可以是门槛变量 thr 的取值范围内的任意值。将任意 γ_0 作为初始值赋给 γ , 并通过普通最小二乘法 (OLS) 获得其他相关变量的回归系数, 同时求出相应的残差平方和 S_0 , 然后以此方式从小到大排序 γ , 逐步选取残差平方和最小时所对应的门槛值, 即: $\hat{\gamma} = \arg \min S_i(\gamma)$, 以此类推多重门槛值。在估计出门槛值及斜率值后还需要进一步校验门槛效应的显著性和真实性。

2.2 显著性检验

首先基于门槛值划分的两组样本模拟估计参数是否显著不同, 以证实是否存在门槛值。构建显著性检验原假设: $H_0: \beta_1 = \beta_2$, Hansen 的检验 LM (Lagrange Multiplier) 统计量为 $F_1 = (S_0 - S_1(\hat{\gamma})) / \hat{\sigma}^2$ 其中, $S_0, S_1(\hat{\gamma})$ 分别为原假设无门槛和门槛估计下的残差平方和, $\hat{\sigma}^2$ 为门槛估计下残差的方差。因为原假设下的门槛值 γ 不确定, 所以 F_1 统计量呈非标准非相似 (Non-Standard Non-Similar) 分布, 临界值无法模拟^[33]。本文以统计量本身的样本分布函数来转换, 即用“自抽样法” (Bootstrap) 模拟其渐进分布^[34], 构造对应的 P 值。如 P 值小于临界值, 则拒绝原假设, 得到一个门槛值, 反之接受。在确定了第一个门槛值后还需要进行第二个门槛值的搜寻, 方法依据估计得到第一个门槛值的过程以此类推, 多门槛亦然。

2.3 真实性检验

进一步确定门槛值的置信区间, 验证门槛估计值与实际值之间是否一致。设真实性检验的原假设为: $H_0: \hat{\gamma} = \gamma_0$, 相应的似然比统计量为 $LR_1(\gamma) = (S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})) / \hat{\sigma}^2$, 因干扰参数的存在, $LR_1(\gamma)$ 也是非标准分布, 所以借鉴 Hansen 提出的拒绝域计算方法, 即当显著性水平为 α 、 $LR_1 \leq -2 \ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ 时, 不可拒绝原假设^[35]。一般当 α 在 95% 的置信水平时, 临界值为 7.35。若模型通过单一门槛假设检验, 则需要重复上述步骤进行双重或多重门槛的显著性和真实性检验。

2.4 数据来源与说明

自 2005 年开始的统计年鉴中相关城镇化数据改为现行的常住人口口径, 所以在保证数据准确性、可获得性及连续性的基础上, 选取 2005-2015 年长江经济带 11 省市的面板数据参与实证分析。数据大体来源于《中国统计年鉴》与《中国能源统计年鉴》, 个别缺失数据参考各省市同期统计年鉴或采用插值法估得。自变量城镇化 (Urb) 使用常住城镇人口占总人口比重来反映, 因变量能源消费 (Enc) 以分地区各品种能耗总量“万 t 标准煤”衡量, 门槛变量经济发展水平以人均 GDP 表示 (Pgdp)。其他控制变量集中, 经济变量选取 GDP (gdp) 代表区域经济发展; 资本存量 (cs) 目前常用永续盘存法进行计算, 本文借鉴单豪杰的研究^[36], 以 1952 年为资本原值, 折旧率为 10.96%, 并参照其方法将资本存量扩展到 2015 年, 具体形式为 $K_{it} = (1 - \delta) K_{i,t-1} + I_{it}$, K_{it} 表示第 i 地区第 t 年的资本存量, I_{it} 表示第 i 地区第 t 年的投资量, δ 表示资本存量折旧率; 产业层面选择第二产业增加值占 GDP 的比重表示结构调整 (is); 人口变量选择常住城镇人口数 (po); 空间变量选取建成区面积 (sp)。第二产业可分为工业和建筑业, 占比较小的建筑业对资本依赖较大, 与技术进步的关联体现不明显, 所以本研究选择单位能耗的工业增加值 (亿元/万 t 标准煤) 代表技术进步, 其中工业能源消费采用地区能源平衡表 (实物量) 中工业终端能源消费量表示。所有相关经济数据均以 2005 年为基期进行平减处理以消除

价格因素影响。

3 实证结果分析

根据上文的估计及检验方法,使用 Stata12.0 对固定效应面板门槛模型进行估算,P 值及临界值都采用 Bootstrap 法模拟 300 次后的结果 2。

3.1 发展特征描述

为直观、扼要表述考察期内长江经济带整体在城镇化、能源消费及经济发展的时空分异演变及特征,选取流域 11 省市 2005 年与 2015 年的城镇化率与能源消费强度输入 ArcGIS 参与对比,如图 2 所示,柱体越高表征城镇化率越高,颜色越绿代表每万元产值消耗的能源越少,反之越红代表单位产值的能耗更多,污染相对严重。具体而言,全流域的能源消费强度随着城镇化率的提升而降低,其中经济发达的下游江浙沪 3 地城镇化水平较高,虽近 10 年增幅放缓,但 3 省市仍有平均 8.103%的提升,能耗强度也依旧保持高水平发展,平均降低 0.358t 标准煤/万元。中上游省市的城镇化率分别有 14.291%与 14.851%的较大增幅,能耗强度近 10 年分别降低 0.550t 标准煤/万元与 0.908t 标准煤/万元,西部降幅近中部的 2 倍,但囿于发展模式较粗放,能耗强度仍旧偏高。因此可以初步推断,流域各区因经济发展方式差异,城镇化与能源消费间很可能存在非均衡发展关系。

3.2 门槛效应检验

长江经济带及各分区 2005—2015 年城镇化对能源消费影响的经济门槛效应得以验证,非线性影响取决于地区的经济发展水平。门槛效应自抽样存在性检验结果与相应门槛置信区间见表 1,除整体 11 省市在 5%水平下存在三重门槛效应以外,各区在 1%与 5%水平下皆存在显著双重门槛效应。为方便对各区的非线性动态影响趋势进行比较,本文对全流域采用三重门槛模型分析,各区采用双重门槛模型分析。

3.3 流域全局分析

全流域城镇化与能源消费间非线性发展关系得以验证,以经济发展水平为门槛变量估得的 3 个结构变化点分别为 12870、19127 与 71117 元。长江经济带近十年的城镇化发展进程对传统能源消费总体上显示为负关联,抑制作用的弹性系数呈现“U”型变化趋势:即当人均 GDP 小于 12870 元时,对能耗的抑制系数为-14879.73。随着区域经济的发展,跨越第一门槛值后的抑制作用降为-9558.976。跨过第二个门槛值 19127 元后的负向弹性系数最低,为-4885.558。当人均 GDP 超过 71117 元后的抑制系数回弹到-7450.985。从影响能耗的其他控制变量分析,流域经济发展及城镇人口增加对能耗的正向影响显著,弹性系数分别为 0.243、2.583,但产业结构调整对能耗的负向削弱系数却高达-319.381(表 2)。

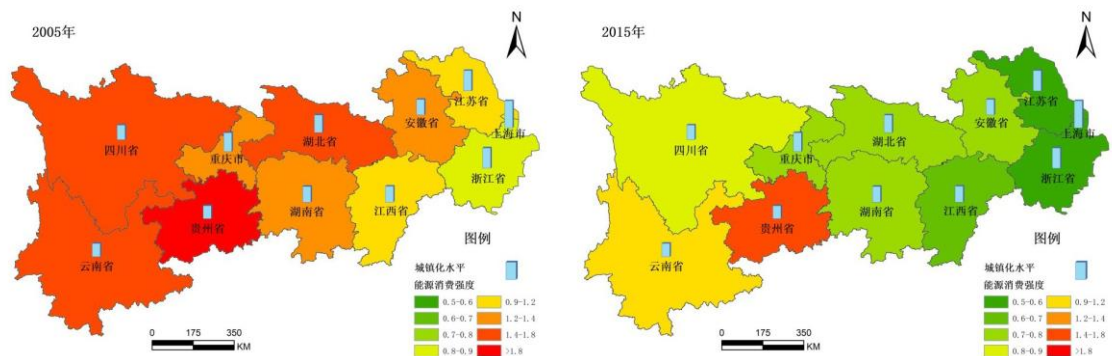


图 2 城镇化与能源消费强度空间分布图(2005、2015 年)

表 1 门槛效果检验与门槛值置信区间

区域	模型	F 值	P 值	临界值			门槛估计值	95%置信区间
				1%	5%	10%		
流域	单一门槛	13.519***	0.003	10.957	8.642	7.68	12 870.215	[1.2e+04, 1.5e+04]
	双重门槛	21.055***	0	9.494	3.866	1.873	19 126.930	[1.7e+04, 6.8e+04]
	三重门槛	7.446**	0.013	8.151	4.964	3.609	71 117.422	[7.0e+04, 9.5e+04]
东部	单一门槛	31.592***	0	18.092	9.143	6.966	40 935.148	[4.0e+04, 4.4e+04]
	双重门槛	22.658***	0	10.998	6.732	5.261	67 989.891	[6.7e+04, 9.5e+04]
中部	单一门槛	16.582**	0.017	22.822	9.605	7.119	18 857.705	[1.3e+04, 2.3e+04]
	双重门槛	40.217***	0	9.722	6.952	5.245	27 438.506	[2.7e+04, 2.9e+04]
西部	单一门槛	2.254	0.313	10.862	6.431	5.097	16 975.557	[1.1e+04, 1.9e+04]
	双重门槛	9.407**	0.027	13.26	6.39	4.596	30 783.486	[2.1e+04, 3.4e+04]

注:*, **, ***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。表 3~表 5 同。

表 2 流域三重门槛模型估计

变量	系数	标准误差	T 值	P 值	[95%置信区间]	
gdp	0.242678***	0.067936	3.57	0.001	0.107911	0.377444
cs	-0.04274	0.040521	-1.05	0.294	-0.12312	0.037646
is	-319.3805***	40.30392	-7.92	0	-399.333	-239.428
po	2.58297***	0.481561	5.36	0	1.627683	3.538258
sp	1.467626	0.904091	1.62	0.108	-0.32585	3.2611
Urb_1	-14879.73***	2994.851	-4.97	0	-20820.7	-8938.747
Urb_2	-9558.976***	2258.819	-4.23	0	-14039.86	-5078.087
Urb_3	-4885.558***	1673.060	-2.92	0.004	-8204.459	-1566.656
Urb_4	-7450.985***	1527.830	-4.88	0	-10481.79	-4420.181
_cons	19612.43***	2190.627	8.95	0	15266.82	23958.05

究其原因,一方面考察期内全流域平均城镇化率由 43.9%提升至 56.7%,仅属于城镇化初级向中级过渡时期,部分经济滞后区本身在生产生活方面的能源使用量较小,能源依赖较低的第一、三产业比重较高,加之城镇化带来的集聚规模效应、能源消费结构改善等,有效降低了传统能源的消费量。当然也不排除这些地区能源消费结构中的薪柴、秸秆、沼气等非商品能源占能耗总量的比较大,挤占了其他商品能源的使用空间,而此部分消耗量并未在统计数据中体现,导致能耗总量被严重低估;另一方面,经济发达地区的城镇化水平较高,尤其在中共十七大报告后经济增长模式的转变,产业结构由“二三一”向“三二一”调整,加大低能耗现代服务业发展的同时,第二产业由从劳动、资源密集型向技术、知识密集型产业转型升级,流域单位能耗的工业增加值由 1.31 提升至 3.26 亿元/万 tce,产业结构调整与技术进步对能耗的缓解作用凸显。

3.4 区域比较分析

东部三省市的城镇化对能源消费整体上为正向影响,经济门槛存在两个结构变化点,三阶段正向促进作用呈边际递减趋势。当人均 GDP 小于第一门槛值 40935.148 元时的拉动作用系数为 16523.56,位于第一门槛与第二门槛值 67989.891 元之间及跨越第二门槛值后,其促进作用的弹性系数由 13416.80 持续降低至 11494.65。影响能耗的其他控制变量中,虽然人口增长与空间扩张对能耗的拉动作用显著,弹性系数分别为 2.958、5.118,但产业结构调整带来的能耗负向削减系数-218.738 却远大于人口与空间层面的正向影响,可见经济发展水平较高的东区域城镇化对传统能源的依赖正逐渐减弱,产业对能耗的缓解作用凸显,而人口与空间层面的能耗集约作用尚未体现(表 3)。

究其原因,考察期内东区明显的人口虹吸现象造成人口过于集中,以占全流域 10.3%的土地承载着 33.95%的城镇人口,平均城镇化率由 65.2%提升至 73.3%,基本迈入发达国家平均 75%的成熟阶段。经济发展提高了人民的生活水平,也扩大了生产和消费的市场规模,促进各经济单元发展的同时也拉动了能源消费。但与此同时,不管是对外贸易发达,金融水平较高,偏外向型经济的上海,还是对新兴产业支持力度较大,拥有诸多高科技园区与工业企业的江苏,抑或电子商务引领现代服务业与制造业快速发展的浙江,近些年三区城镇化皆处在知识与资本经济并存的发展期,能源利用率的提升及能源消费结构的优化大大降低了对传统化石能源的依赖:其中弱能源依赖的三产比重由平均 41.967%持续上升到 55.5%,提高了城镇吸纳能力的同时也推动了城镇化的进一步发展;而强能源依赖的二产比重不仅由平均 52.867%持续降低至 41.167%,代表技术进步的工业能耗强度也不断降低,流域单位能耗工业增加值由 2.881 提升至 7.082 亿元/万 tce,尤其从 2008 年金融危机以后,在保证经济稳步发展的同时,区域能源消费总量多年出现负增长。

中部四省的城镇化对能源消费的影响整体上亦为正向促进作用,但弹性系数呈现倒“U”型变化趋势,即当人均 GDP 小于第一门槛值 18857.705 元时,对能耗的促进系数为 26785.31,位于第一门槛与第二门槛之间时的促进系数作用提升至 28538.41,在跨过第二个门槛值 27438.506 元后的正向促进效能又回降至 23795.08 的水平。能耗控制变量中的产业结构调整对能耗的抑制系数为-179.684,但经济发展对能源消费的依赖仍然显著(表 4)。

表 3 东部双重门槛模型估计

变量	系数	标准误差	T 值	P 值	[95%置信区间]	
egdp	-0.01236	0.156563	-0.08	0.938	-0.34816	0.323434
ecs	-0.05302	0.101817	-0.52	0.611	-0.2714	0.165354
eis	-218.738**	85.51478	-2.56	0.023	-402.149	-35.3273
epo	2.958034*	1.434679	2.06	0.058	-0.11905	6.035115
esp	5.118349*	2.399578	2.13	0.051	-0.02823	10.26493
Urb_1	16523.56***	5147.747	3.21	0.006	5482.738	27564.37
Urb_2	13416.80***	4233.430	3.17	0.007	4337.001	22496.61
Urb_3	11494.65**	4215.433	2.73	0.016	2453.450	20535.86
_cons	-929.079*	4306.030	-0.22	0.083	-10164.59	8306.436

究其原因,考察期内中区平均城镇化率由 38.2%提升至 52.5%,仍处于初期向中期过渡期,煤、石油等传统化石能源在区域能源消费结构中仍处主导地位,远高于东部及西部。一方面城镇化引起了人口规模集聚与消费习惯变迁,加之空间扩张及基础设施建设等,使得这一过程耗费了大量能源;另一方面,产业结构呈“二三一”格局,低能耗的一、三产业总占比远低于东西部,并且沿江传统资源密集型与劳动密集型产业在规模集聚与扩张过程中对能源的低效粗放使用,导致该阶段的区域城镇化对能源需求较大,并随着经济发展而持续提升。随着近几年经济水平跨越第二门槛值后,城镇化的规模效应与技术效应对能耗的促进系数降低:生产生活中各类能源设备与基础设施的规模使用促进了用能边际效益的提升;承接东部产业技术转移与自身结构调整等,使得能源利用效率得以提高。单位能耗的工业增加值由 0.718 提升至 1.929 亿元/万 tce,一定程度上缓解了能源压力。但囿于传统高能

耗产业基数较大,多数以资源禀赋及投资驱动为主,创新能力弱,附加值不高,加之产业甄别机制及市场环境不健全等问题,导致技术提升速度远滞后于东部,始终游离于东部同期水平的 23%至 29%之间,发展模式亟待由粗放规模扩张型向集约质量效益型转变。

西部 4 省市两变量间非线性影响总体上为负关联,边际抑制效能呈阶段递减趋势,即当人均 GDP 小于第一门槛值时,城镇化对能耗的抑制系数为-15285.4,当位于 16975.557~30783.486 元之间时的弹性系数为-14486.19,当跨越第二门槛值后的抑制作用继续降低至-12795.35。能耗控制变量中的资本存量、人口增长、空间扩张均与能耗正向相关,唯独产业结构与能耗是负关联(表 5)。

究其原因,西部多山的地理条件阻碍了生产资料流入与产品输出,制约了社会经济、轨道交通等发展,城镇化进程也相对滞后,考察期内平均城镇化率由 33.6%提升至 48.5%,2015 年占流域 55.4%的土地上仅承载了 28.5%的城镇人口(0.93 亿)。一方面在经济发展水平较低的城镇化初期,生产生活中的能源使用量较小,而主要能源种类中的薪柴、秸秆、沼气等皆为非商品能源,并未在统计年鉴中体现;另一方面工业及高耗能产业的基础薄弱且基数不高,大都为矿产、能源、烟草等资源型产业,而高于全国平均水平的一产对能源依赖较小。“十一五”后的国家西部开发战略深入及对科技支持力度的加大促进了产业结构升级,单位能耗的工业增加值由 0.723 提升至 1.724 亿元/万 tce,低能耗的现代化农业及人文旅游主导的服务业占比增加,加之大数据等信息产业的错位发展,造成经济发展所需的能源消费量增加,抵消了部分负向削弱效能。但近些年因为西部旅游景区的建设加速,重庆以资本主导的规模化扩张,四川多次遭受特大自然灾害等原因,造成在基础设施建设方面的投入较大,所以资本存量对能耗的促进显著。

表 4 中部双重门槛模型估计

变量	系数	标准误差	T 值	P 值	[95%置信区间]	
mgdp	0.973556***	0.154644	6.3	0	0.65506	1.29205
mcs	0.03578	0.141117	0.25	0.802	-0.25486	0.326416
mis	-179.6837*	102.8193	-1.75	0.093	-391.444	32.07667
mpo	1.464626	1.544153	0.95	0.352	-1.71562	4.644867
msp	-0.2519	1.116078	-0.23	0.823	-2.5505	2.046712
Urb_1	26785.31**	11800.67	2.27	0.032	2481.362	51089.25
Urb_2	28538.41**	11995.44	2.38	0.025	3833.334	53243.48
Urb_3	23795.08*	12385.73	1.92	0.066	-1713.800	49303.96
_cons	-7121.283**	6276.549	-1.13	0.027	-20048.08	5805.512

表 5 西部双重门槛模型估计

变量	系数	标准误差	T 值	P 值	[95%置信区间]	
mgdp	0.096105	0.079689	1.21	0.239	-0.06802	0.260227
mcs	0.766605***	0.087549	8.76	0	0.586295	0.946915
mis	-116.1039***	36.00868	3.22	0.004	41.9426	190.2651
mpo	5.360581***	0.710501	7.54	0	3.897277	6.823884
msp	4.19459**	1.558236	-2.69	0.012	-7.40384	-0.98534
Urb_1	-15285.4***	1627.948	-9.39	0	-18638.23	-11932.58
Urb_2	-14486.19***	1779.760	-8.14	0	-18151.68	-10820.71
Urb_3	-12795.35***	1827.732	-8.14	0	-16559.64	-9031.069

_cons	2404.467*	1335.943	1.8	0.084	-346.96	5155.894
-------	-----------	----------	-----	-------	---------	----------

4 结论与建议

本文在构建城镇化对能源消费影响的融合传导机制基础上,利用 2005—2015 年长江经济带 11 省市的面板数据,通过 Hansen 门槛面板模型,检验流域及各区城镇化对能源消费的非线性经济门槛效应。结果表明:全流域近十年的城镇化发展一定程度上缓解了传统能源的消费压力,经济发达的东部城镇化对能耗的正向促进边际递减,由初期向中期过渡的中部城镇化对能耗的正向影响先升再降,发展滞后的西部城镇化对能耗的负向抑制效能边际递减。经济落后与经济发达地区的城镇化进程对传统能源的依赖较小,而经济处于快速发展中的区域城镇化对能源消费的促进作用明显。由此提出如下几点建议:

首先,一些发达国家在城镇化进程中的工业占比高达 55%以上,高科技产业占比凸出而能耗较低,所以流域在新型城镇化进程下的产业发展不可简单降低二产比重,而是要加大生态与能源约束,将注意力放在提质增效上,发展高科技产业和高端服务业,由高耗能资源禀赋型向低耗能环境友好型产业转移,实现经济发展与能源消费的脱钩。

其次,当产业对能耗的边际效能递减的情形下,城镇化更应坚持以人为本,不仅要关注农业转移人口市民化的户籍管理与社会保障政策,更要从消费引导入手,提高节能降耗意识,倡导共享消费模式,促进能源消费结构绿色化发展。同时须引导需求侧倒逼产业调整,发挥价格杠杆对能源的市场调节作用,间接影响能耗。

再次,改善区域间空间格局,既要发挥特大城市的辐射带动力,又要促进区域中心城市在高科技产业、现代化服务业方面的发展,通过提升产业承载力以强化对农业转移人口的吸纳能力;同时,为了避免个别大城市人口高密度集中引发的能耗反弹,需要进行区域内空间立体化、集约化布局,提高土地开发强度,拓展基础设施兼容性,追求共享经济以避免功能紊乱及重复建设,以空间效能最大化实现节能降耗。

最后,长江经济带自东向西的城镇化发展梯次明显,在强化生态与能源约束的新型城镇化进程中,东部须更关注城镇化的发展质量,从空间规划与消费引导入手控制能耗总量;中部则应完善产业甄别机制,通过提质增效来降低能源强度;西部要坚持自然生态、地域人文的城镇化特色,提高用能效率,避免走“先污染后治理”的老路。同时各区要以黄金水道为纽带建立协调联动机制,在互动统筹中因地制宜地选择城镇化发展道路,这样才是实现全流域能源可持续发展的有效途径。

参考文献:

- [1]刘耀彬. 中国城市化与能源消费关系的动态计量分析[J]. 财经研究, 2007(11):72-81.
- [2]WANG Q. Effects of urbanization on energy consumption in China[J]. Energy Policy, 2014(65):332-339.
- [3]吴传清, 万庆. 长江经济带城镇化发展的时空格局与驱动机制研究——基于九大城市群 2004—2013 年数据的实证分析[J]. 武汉大学学报:哲学社会科学版, 2015, 68(5):44-51.
- [4]李玲玲, 张耀辉. 收入差距视角下居民消费行为对能源消耗的影响[J]. 经济管理, 2013(4):1-10.
- [5]张馨, 牛叔文, 赵春升, 等. 中国城市化进程中的居民家庭能源消费及碳排放研究[J]. 中国软科学, 2011(9):65-75.
- [6]Jones D W. Urbanization and energy use in economic development[J]. Energy Journal, 1989, 10(4):29-44.

-
- [7]Shen L, Cheng S, Gunson A J, et al. Urbanization, sustainability and the utilization of energy and mineral resources in China[J]. *Cities*, 2005, 22(4):287-302.
- [8]York R. Demographic trends and energy consumption in European Union Nations, 1960-2025[J]. *Social Science Research*, 2007, 36(3):855-872.
- [9]程开明, 张亚飞, 陈龙. 中国城镇化影响能源消耗的效应分解及机制探析[J]. *地理科学*, 2016, 36(11):1661-1669.
- [10]Newman P G, Kenworth J R. *Cities and automobile dependence: An international sourcebook*[M]. VT: Gower Publishing, 1989.
- [11]马海良, 王若梅, 丁元卿, 等. 城镇化对工业能源消费的门槛效应研究——以长江经济带省份为例[J]. *中国人口·资源与环境*, 2017, 27(3):56-62.
- [12]Fang W S, Miller S M, Yeh C C. The effect of ESCOs on energy use[J]. *Energy Policy*, 2012, 51:558-568.
- [13]Mukhopadhyay K, Forssell O. An empirical investigation of air pollution from fossil fuel combustion and its impact on health in India during 1973-1974 to 1996-1997[J]. *Ecological Economics*, 2005, 55(2):235-250.
- [14]许涤龙, 钟雄, 汤智斌. 产业结构对能源消耗与经济增长的协同影响分析[J]. *经济问题*, 2012(6):19-24.
- [15]史丹, 张金隆. 产业结构变动对能源消费的影响[J]. *经济理论与经济管理*, 2003(8):30-32.
- [16]魏艳旭, 孙根年, 李静. 基于技术进步的中国能源消耗与经济增长: 前后两个 30 年的比较[J]. *资源科学*, 2011(7):1338-1345.
- [17]张治河, 靳景, 许嘉钰. 新常态经济下技术创新对能源消耗的影响——以北京市为例[J]. *科技进步与对策*, 2016(7):7-15.
- [18]严翔, 成长春. 长江经济带科技创新能耗的库兹涅茨曲线效应[J]. *南通大学学报: 社会科学版*, 2017(3):1-8.
- [19]Parikh J, Shukla V. Urbanization, energy use and greenhouse effects in economic development: Results from a cross-national study of developing countries[J]. *Global Environmental Change*, 1995, 5(2):87-103.
- [20]Karathodorou N, Graham D J, Noland R B. Estimating the effect of urban density on fuel demand[J]. *Energy Economics*, 2010, 32(1):86-92.
- [21]王元京. 走“空间节约”之路——不同资源配置、能源消耗模式的差异给我们的启示[J]. *经济理论与经济管理*, 2006(12):16-20.
- [22]Burton E. The compact city: just or just compact? A preliminary analysis[J]. *Urban Studies*, 2000, 37(11):1969-2006.

-
- [23]顾朝林,谭纵波,刘宛,等.气候变化、碳排放与低碳城市规划研究进展[J].城市规划学刊,2009(3):38-45.
- [24]Rudlin D,Falk N. Building the 21st century home:the sustainable urban neighbourhood[M]. Oxford:Architectural Press,1999.
- [25]宋元梁,肖卫东.中国城镇化发展与农民收入增长关系的动态计量经济分析[J].数量经济技术经济研究,2005(9):31-40.
- [26]王泳璇,王宪恩.基于城镇化的居民生活能源消费碳排放门限效应分析[J].中国人口·资源与环境,2016(12):94-102.
- [27]Bin S,Dowlatabadi H. Consumer lifestyle approach to US energy use and the related CO₂ emissions[J]. Energy Policy,2005,33(2):197-208.
- [28]李艳梅,张雷.中国居民间接生活能源消费的结构分解分析[J].资源科学,2008(6):890-895.
- [29]何文举,陈雄超,卜赛男.城镇人口规模与能源资源消费关系的实证研究——以湖南省为例[J].经济地理,2013,33(11):70-76.
- [30]郭文,孙涛.人口结构变动对中国能源消费碳排放的影响——基于城镇化和居民消费视角[J].数理统计与管理,2017(2):295-312.
- [31]王蕾,魏后凯.中国城镇化对能源消费影响的实证研究[J].资源科学,2014(6):1235-1243.
- [32]Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels:Estimation,testing,and inference[J]. Journal of Econometrics,1999,93(2):345-368.
- [33]孔东民.通货膨胀阻碍了金融发展与经济增长吗?——基于一个门槛回归模型的新检验[J].数量经济技术经济研究,2007(10):56-66.
- [34]Hansen B E. Inference When A Nuisance Parameter Is not Identified Under the Null Hypothesis[J]. Econometrica,1996(2):413-430.
- [35]Hansen B E. Sample Splitting and Threshold Estimation[J].Econometrica,2000(3):575-603.
- [36]单豪杰.中国资本存量K的再估算:1952—2006年[J].数量经济技术经济研究,2008(10):17-31.

注释:

1 Hansen 等指出,计算估计量的一般统计量只需 50-200 次自抽样即可[32],本研究为确保估计量的精确度,将自抽样次数增至 300。