

可再生能源消费对新型城镇化发展的影响： 基于动态面板门限模型的研究

张毅祥¹, 刘贇源¹, 宋博伟¹, 高 尚¹, 任思雨²

(1. 北京理工大学管理与经济学院, 北京 100081; 2. 南开大学经济学院, 天津 300071)

摘 要: 为了正确认识可再生能源消费与新型城市化之间的关联机制, 实现可持续发展, 选取 2006—2019 年中国 30 个省(自治区、直辖市)(不含西藏、香港、澳门、台湾)的面板数据, 运用全排列多边形图示指标法对我国新型城镇化水平进行测算, 并构建动态面板门限模型以分析可再生能源消费对新型城镇化发展的非线性影响。研究表明: (1) 整体上, 中国新型城镇化水平呈现出从东部地区向东北、中、西部地区递减的发展态势, 区域发展梯度格局明显。 (2) 可再生能源消费能显著推动新型城镇化进程。 (3) 可再生能源消费对新型城镇化发展存在非线性影响。具体而言, 以绿色投资、环境规制和外商直接投资为门限变量, 跨越门限值后可再生能源消费对新型城镇化的正向效应逐渐增强。

关键词: 可再生能源; 新型城镇化; 门限效应

中图分类号: F062.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2023)06-0215-10

Impact of renewable energy consumption on the development of new urbanization: A study based on dynamic panel threshold model

ZHANG Yixiang¹, LIU Zhiyuan¹, SONG Bowei¹, GAO Shang¹, REN Siyu²

(1. School of Management and Economics, Beijing Institute of Technology, Beijing 100081, China;

2. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: To establish the correct understanding of the correlation mechanism between renewable energy consumption and urbanization and thus achieve sustainable development, this study selects panel data of 30 provinces (autonomous regions, municipalities) in China from 2006–2019, measures the level of new urbanization in China using the entire-array-polygon indicator method, and constructs a dynamic panel threshold model to analyze the nonlinear impact of renewable energy consumption on the development of new urbanization. The main findings are as follows: (1) Overall, China's new urbanization level shows a decreasing development trend from the eastern to the northeastern, central and western regions, with an obvious regional development gradient pattern. (2) Renewable energy consumption can significantly promote the process of new urbanization. (3) There is a nonlinear effect of renewable energy consumption on new urbanization. Specifically, with green investment, environmental regulation and foreign direct investment as threshold variables, the positive effect of renewable energy consumption on new urbanization gradually increases after crossing the threshold value.

Key words: renewable energy; new urbanization; threshold effect

收稿日期: 2022-10-22 修回日期: 2023-05-29

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(72074025)。

作者简介: 张毅祥(1984—), 男, 河南宜阳人, 北京理工大学管理与经济学院副教授, 管理学博士, 研究方向为绿色消费。通信作者: 任思雨。

一、文献梳理及问题提出

新型城镇化建设不仅是人口与空间转变的过程,更是统筹经济与生态协同共进、城市与农村协调发展、人与自然和谐共生的过程^[1]。传统粗犷型的城镇化发展模式往往把化石能源当作城市发展的主要投入要素,大规模开发化石能源所带来的环境与气候危机已成为制约社会经济可持续发展的首要因素^[2],随之而来的生态环境恶化、产业升级缓慢、社会矛盾突出等诸多风险反而抑制了城市的发展^[3]。国家统计局发布数据显示,2021 年中国能源消费总量为 52.4 亿吨标准煤,其中天然气、水电等清洁能源消费仅占 25.5%。《“十四五”可再生能源发展规划》指出,“十四五”期间可再生能源消费增量在一次能源消费增量中占比要超过 50%。当能源消费转型进入成熟期,可再生能源消费的增加既能有效遏制温室气体排放,又能优化能源消费结构,倒逼产业结构转型升级,推动城镇化朝着绿色生态化方向发展^[4]。因此,开展能源结构转型及路径优化,促进可再生能源的消费和利用对于当前新型城镇化建设和区域协调发展有重大意义。

关于能源消费和城镇化关系的研究逐渐成为环境经济学与能源经济学领域的研究热点,其研究视角主要集中在以下 3 个方面。第一,检验能源消费和城镇化之间的相互关系。相关研究发现城镇化与能源消费之间不仅在长期内存在格兰杰因果关系^[5],短期内同样存在^[6-7]。然而,Salim 等^[8]却指出短期内城镇化与不可再生能源使用之间不存在因果关系。第二,研究城镇化对能源消费的影响关系。马海良等^[9]对长江经济带 11 个地区的分析结果表明,随着我国工业的不断发展以及人们生活质量的提升,城镇化对于能源消费具有促进作用。然而,谢利平^[10]在对中国城镇化和工业化的发展进行分析后指出,工业化是导致能源消耗增加的主要原因,城镇化的发展并不会明显增加能源消耗。Liu 等^[11]的研究结果表明,新型城镇化会降低本城市的能源消费,但是却会导致临近城市的能源消费有所增加。第三,研究能源消费对城镇化的影响关系,但此类研究相对较少。刘耀彬

等^[12]指出资源消耗会对中国的城镇化发展产生“增长尾效”作用,即能源供应的不足会使得城市化进程减慢。徐盈之等^[13]探究了能源利用效率和能源消费结构对中国新型城镇化发展的区域异质性。

此外,现有关于能源消费和城镇化作用关系的研究主要体现在线性和非线性两方面。第一,探究能源消费与城镇化的线性影响。Liu 等^[14]对挪威 386 个城市的道路交通能源消费进行研究后发现,城市密度对道路交通能源消费具有显著的负面影响。Sadorsky^[15]使用居住在城市地区的人口比例代表城镇化,研究了其对 18 个新兴国家能源消耗的影响。结果表明,长期来看城市化会降低能源消耗。第二,探究能源消费对城镇化的非线性影响。徐盈之等^[13]认为城市化和能源消费之间的关系取决于多种因素,例如收入水平、能源效率和能源结构,而并非是简单的线性关系。

上述研究对梳理城镇化与能源消费之间的关系提供了理论框架和实证检验,但仍存在一定的不足。一是现有研究多聚焦于传统城镇化和能源消费之间的影响^[16],新型城镇化对于经济、生态、人文等协调发展有了更高的要求,而现有关于可再生能源消费对新型城镇化的影响及机制分析缺乏系统性的探讨。二是现有研究大多考虑资源、环境约束下,传统化石能源消费对城镇化发展产生的“尾效”作用,却忽略了当前能源多元化发展趋势下可再生能源消费对新型城镇化的驱动作用。三是考虑到地区绿色投资、环境政策和外资水平的异质性,我国可再生能源消费对于新型城镇化的影响可能存在结构性突变,因此本文将探究可再生能源消费对新型城镇化发展的非线性影响。四是以往研究对城镇化指标的选取多采用城市人口或城市土地面积占比等某单一指标衡量,其指标难以全面反映新型城镇化水平的核心内涵。本文将采用全排列多边形图示指标法,从人口、经济、生活环境、生活条件 4 个维度对中国新型城镇化发展水平进行综合测算。

二、可再生能源消费对新型城镇化的影响机制分析

城镇化是经济发展和社会进步到一定阶段的

表征,现有研究大多集中在城镇化发展对总能耗量、能耗结构的影响。然而,能源在城镇化进程中也起着重要的作用。作为经济和社会的主要物质驱动力,能源的大规模消费也促进了城镇化的快速发展^[17]。同时,新型城镇化不仅仅考虑城镇人口、土地面积等狭义层面的发展,还包含了环境友好、生态集约等新型发展理念。而可再生能源对化石能源消费的替代为解决城市污染、建立生态城镇和新型城镇化建设提供了可能途径,在加速新型城镇化的同时也缓解了环境污染的制约效应^[18]。考虑到新型城镇化的综合发展理念,本文将其实细分为人口城镇化、经济城镇化、生活环境城镇化和生活条件城镇化 4 个方面。同时参考 Copeland 等^[19],本文指出可再生能源消费将通过规模效应、结构效应和技术效应 3 种机制对新型城镇化的发展产生影响,影响机制见图 1。

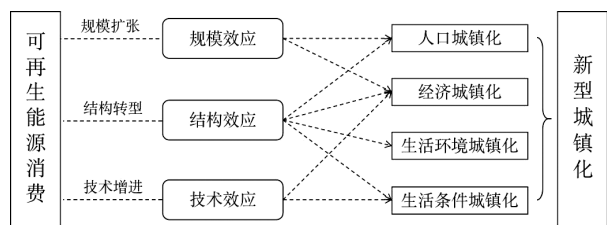


图1 可再生能源消费对新型城镇化的作用机制

可再生能源消费的规模效应是指在其他生产条件不变的情况下,由于可再生能源消费规模的增加使得新型城镇化水平进一步提高。一方面,可再生能源使用规模的增加将吸引资金、技术等生产要素的聚集,进而促进经济城镇化的进一步发展;另一方面,可再生能源使用规模的扩大有助于提高就业与收入,刺激消费与需求,从而推动人口和经济发展,提高人口城镇化水平。同时,从供给侧来看,可再生能源消费规模的增加将提高资金、技术和劳动力等生产要素的供给,优化资源配置,进而推动经济城镇化水平的提升。从需求侧来看,可再生能源消费规模的增加也会带动产业链上下游企业的发展,提升就业岗位数量和居民收入,进而推动经济城镇化水平的提升。目前,可再生能源消费仅占中国能源消费总量的 25.5%,在“碳达峰和碳中和”目标的不断推进下,可再生

能源消费有着广袤的增长空间。

可再生能源消费的结构效应指的是随着可再生能源消费在能源消费结构占比的不断优化,更合理的能源消费结构对新型城镇化发展的促进作用。《“十四五”可再生能源发展规划》指出“十四五”期间可再生能源消费增量在一次能源消费增量中的占比要超过 50%,能源消费结构不断优化。首先,可再生能源消费在能源消费结构中占比的增加可以优化资源配置,降低对化石燃料等一次能源的过度依赖,推动资源向更有需要的部门转移,倒逼产业转型升级、提质增效,从而有助于经济城镇化的发展。其次,能效消费结构的改变也影响着人们的生产及生活方式。更多清洁、高效的可再生能源被用于家庭用电、交通出行和餐饮零售业等,以满足城镇化发展过程中对于能源消费不断增长的需求,吸引更多的人口集聚,提高了人口和生活条件城镇化水平。最后,可再生能源对生态环境和居民身体健康的危害较之传统化石能源大大降低,也有利于城镇生活环境的改善。

由于可再生能源利用的技术进步和能源效率的提高而导致新型城镇化水平的提高被定义为可再生能源消费的技术效应。传统的敞口式化石能源供给消费模式不仅能源使用效率低下,也造成了能源的大量浪费。随着政府大力支持清洁能源发展和引进外商直接投资,资金和先进技术的引入可以降低研发资金压力、分散研发风险、提高技术创新效率和能力,降低能耗强度和碳排放强度。而可再生能源生产和利用技术的进步和扩散一方面可以为传统企业绿色化转型和新型绿色产业发展提供资源基础,降低生产能耗,打破污染型产业发展的路径依赖,提高清洁能源使用占比,进而为经济城镇化发展作出贡献;另一方面可再生能源如水电、天然气和太阳能等使用效率的提升可以帮助城镇居民降低生活和出行成本,改善城镇生活条件,提升生活条件城镇化水平。

三、新型城镇化水平的指标构建与结果分析

(一) 新型城镇化水平指标构建

目前,中国新型城镇化的评价体系尚未成熟,现有评价方法主要分为单一指标法和复合指标

法。前者主要采用城镇人口占比、城镇土地面积占比等单一指标,尽管代表性强且数据容易获得,但衡量方式较为单一,还处于对传统城镇化发展的狭义测度层面^[20]。而复合指标法不仅包括常用的单一指标,还包含服务均等、城乡统筹、环境友好和生态集约等新型城镇化发展指标^[21]。本文紧紧围绕新型城镇化发展的思想内涵,在指标选取时坚持全面测度城镇化指标内容、真实反映城镇化水平差异、各项指标间互相独立和及时把握系统变化态势的原则,并参考现有新型城镇化的研究^[13,22],构建新型城镇化复合评价指标体系(见表 1)。

表 1 新型城镇化水平指标体系构建

一级指标	二级指标	三级指标	单位
新型城镇化水平	人口城镇化	城镇人口密度	平方公里/千人
		研发人员全时当量	万人
		城市户口占比	%
		第三产业从业人员比重	%
		每万人大专学历以上及其人口数	%
	经济城镇化	人均 GDP	万元/人
		城乡居民消费比	%
		城镇居民可支配收入	万元
	生活环境城镇化	城市污水日处理能力	百万立方米
		建成区绿化覆盖率	%
		人均公园绿地面积	平方米/人
		生活垃圾无害化处理率	%
		市区环卫车辆	万辆
		单位 GDP 能耗	吨/万元
		工业固体废物废弃物综合利用率	%
		单位 GDP 二氧化硫排放量	吨/万元
	生活条件城镇化	城市燃气普及率	%
		城市用水普及率	%
		每万人拥有公厕	座
		每万人拥有公共车辆	标台
		人均城市道路面积	平方米/人

(二)计算方法与结果分析

以往研究多基于用层次分析法、多元统计分析法、Delphi 法等建立评价函数对新型城镇化水平进行测算^[23-24],但上述方法缺少对时间维度的动态考量,并存在一定的主观性。基于此,本文借鉴李振亚等^[25]以及周仪姜等^[26]的指标构建方法,采用全排列多边形图示指标法对我国各省市新型城镇化发展水平进行综合衡量。该测评方法的基本原理为:设 n 个指标,以这些指标的最大值为半径构造 $(n-1)!$ 个不规则中心 n 边形,其顶点是

n 个指标首尾相接的全排列。综合指数为所有不规则多边形面积的均值与中心多边形面积的比值。

采用双曲线函数构建标准化函数:

$$F(x) = \frac{a}{bx + c} \tag{1}$$

式(1)中, a 、 b 、 c 为双曲线函数的参数。 $F(x)$ 满足: $F(U) = 1, F(T) = 0, F(L) = -1$,其中, U 为指标 x 的上限, L 为指标 x 的下限, T 为指标 x 的临界值,临界值可以用指标均值表示。由上述条件可得:

$$F(x) = \frac{(U - L)(x - T)}{(U + L - 2T)x + UT + LT - 2UT} \tag{2}$$

由公式(2)可以看出,标准化函数 $F(x)$ 把位于 $[L, U]$ 的指标值映射到 $[-1, 1]$ 上,标准化过程会引起指标值呈现出快—慢—快的非线性增长趋势。对于第 i 个指标,标准化公式表示为:

$$S_i = \frac{(U_i - L_i)(x_i - T_i)}{(U_i + L_i - 2T_i)x + U_i T_i + L_i T_i - 2U_i T_i} \tag{3}$$

n 边形的顶点由 $S_i = 1$ 条件下的值组成,中心点由 $S_i = -1$ 时的值组成, $S_i = 0$ 时构成多边形指标的临界值,若指标值在临界值以上,则其值为正,若在临界值以下,则其值为负。全排列多边形综合指标的公式如下所示:

$$S(x) = \frac{\sum_{i \neq j}^{i,j} (S_i + 1)(S_j + 1)}{2n(n - 1)} \tag{4}$$

式(4)中, $S(x)$ 为综合指标, S_i 和 S_j 为各单项指标。

根据上述方式构建的新型城镇化复合指标既有静态分析,又有动态趋势;既反映了系统整合原理,又避免了多指标间的信息交叉问题,实现了从动态角度对我国新型城镇化水平进行全面分析的目的(见表 2)。

由表 2 结果可知:2006—2019 年我国平均新型城镇化综合评价指数为 0.334,除东部地区年均城镇化水平高于全国均值外,其余地区均低于全国平均水平,地区之间的城镇化水平差异较大。分

表2 2006—2019年中国新型城镇化水平测算结果及排序

地区	省份	人口城镇化		经济城镇化		生活环境城镇化		生活条件城镇化		新型城镇化水平	
		年均指数	排序	年均指数	排序	年均指数	排序	年均指数	排序	年均指数	排序
东部地区	北京	0.893	1	0.781	1	0.534	3	0.430	3	0.756	1
	天津	0.432	3	0.476	3	0.241	18	0.363	4	0.461	7
	河北	0.126	24	0.155	20	0.322	7	0.290	6	0.353	10
	上海	0.682	2	0.752	2	0.296	10	0.278	9	0.683	2
	江苏	0.335	5	0.289	7	0.625	1	0.453	1	0.650	3
	浙江	0.268	7	0.373	5	0.432	5	0.446	2	0.637	4
	福建	0.186	17	0.257	8	0.319	8	0.280	7	0.407	8
	山东	0.220	12	0.195	13	0.561	2	0.324	5	0.509	6
	广东	0.274	6	0.407	4	0.521	4	0.257	12	0.573	5
	海南	0.134	22	0.199	12	0.195	23	0.154	27	0.217	24
中部地区	山西	0.202	14	0.167	18	0.206	21	0.179	24	0.229	21
	安徽	0.162	20	0.138	23	0.274	14	0.248	13	0.310	14
	江西	0.151	21	0.089	29	0.256	16	0.182	23	0.179	25
	河南	0.133	23	0.086	30	0.260	15	0.156	25	0.163	26
	湖北	0.266	8	0.190	14	0.281	13	0.247	15	0.332	12
	湖南	0.165	18	0.190	14	0.245	17	0.203	20	0.280	16
西部地区	内蒙古	0.193	15	0.232	9	0.217	20	0.200	21	0.303	15
	广西	0.093	29	0.144	22	0.300	9	0.156	25	0.234	20
	重庆	0.192	16	0.228	10	0.287	11	0.190	22	0.324	13
	四川	0.216	13	0.119	28	0.283	12	0.213	18	0.244	18
	贵州	0.075	30	0.126	25	0.131	28	0.103	30	0.117	29
	云南	0.094	28	0.123	27	0.189	24	0.145	28	0.159	27
	陕西	0.258	9	0.187	16	0.223	19	0.275	10	0.340	11
	甘肃	0.108	27	0.125	26	0.074	30	0.129	29	0.091	30
	青海	0.122	25	0.135	24	0.076	29	0.263	11	0.118	28
	宁夏	0.122	25	0.163	19	0.161	26	0.215	17	0.218	23
	新疆	0.163	19	0.152	21	0.164	25	0.280	7	0.244	18
东北地区	辽宁	0.389	4	0.292	6	0.335	6	0.248	13	0.397	9
	吉林	0.232	11	0.200	11	0.161	26	0.204	19	0.221	22
	黑龙江	0.235	10	0.172	17	0.204	22	0.234	16	0.267	17
地区比较	东部均值	0.355	1	0.388	1	0.405	1	0.328	1	0.525	1
	中部均值	0.180	3	0.143	4	0.254	2	0.203	3	0.249	3
	西部均值	0.149	4	0.158	3	0.191	4	0.197	4	0.217	4
	东北均值	0.285	2	0.221	2	0.233	3	0.229	2	0.295	2
全国均值		0.237		0.238		0.279		0.245		0.334	

注:数据由《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国科技统计年鉴》等统计数据计算而来。

省份来看,东部地区除海南的平均新型城镇化水平低于全国均值外,其余省份均高于全国均值,而东北、中部和西部3大地区除辽宁和陕西的新型城镇化水平高于全国均值外,其余各省份的综合评价指数均低于全国均值。总体来看,中国新型城镇化水平呈现出从东部地区向东北、中、西部地区递减的发展态势,区域发展梯级格局明显。

新型城镇化4个分项指标的测算结果排名与新型城镇化水平综合测算结果排名基本一致。具体来看,人口城镇化测算结果表明,东部地区除河北、福建、山东和海南外其他省份均位列前10名。这是因为东部地区改革开放较早,以“产业集聚—

人口集群”为特征的协同发展模式吸纳了大量农村劳动力转移就业。同时,东部地区优质的教育、医疗和社会保障等现代化公共服务体系也发挥“虹吸效应”,吸引了大批的劳动者涌入,进一步助力了东部地区新型城镇化的发展。从经济城镇化角度看,综合指数较低的地区主要集中在中部和西部地区,这进一步反映了我国区域经济发展不平衡的特征。主要是地理位置偏僻、工业起步较晚、产业结构单一等因素造成的。在生活环境城镇化测算结果中,天津、上海下降幅度明显,原因在于近年来我国城乡分割的户籍制度逐渐放开,地区间人口流动阻力减小,大量农村剩余劳动力

涌向上海、天津等经济发达地区,导致诸如交通拥挤、能源供应紧张等“城市病”问题突出,环境承载能力下降,进而拉低了生活环境城镇化的水平。从生活条件城镇化测算结果看,东部地区除广东和海南外其他省份均位列前 10 名,表明东部地区在城市服务、城市生活质量提升方面较为重视,城市基础设施建设比较完善。而甘肃、广西、贵州等西部省份排名靠后,表明西部省份可能尚未充分协调经济建设与城市生活质量共谋发展的关系。

四、模型设定与数据说明

(一) 模型设定

本文将可再生能源和新型城镇化纳入统一的数理模型分析框架,考虑到能源消费和城镇化之间可能存在双向因果导致的内生性问题,且一个城市的城镇化水平会受到其之前城镇化进程的影响,本文借鉴 Blundell 等^[27]提出的广义矩估计 (GMM) 方法,将省际新型城镇化的滞后一期作为解释变量纳入回归模型中,构建动态面板数据模型进行分析。本文构建的基准回归模型如下所示:

$$urban_{it} = \beta_0 + \beta_1 urban_{it-1} + \beta_2 kzs_{it} + \beta_n x_{it} + \nu_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中, $urban_{it}$ 表示新型城镇化, $urban_{it-1}$ 表示新型城镇化滞后一期项, kzs_{it} 为可再生能源消费, x_{it} 为一系列的控制变量,包括研发资本投入、开放水平、技术创新、教育水平、产业结构等。 ν_t 表示时间固定效应, μ_i 表示地区固定效应, ε_{it} 为随机误差项; β_0 与 $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ 分别表示常数项和待估参数。

基准线性回归模型只是简单讨论可再生能源消费对新型城镇化影响是否存在,考虑到我国不同地区间的环境政策、产业基础和技术创新水平存在很大差异,可再生能源消费对新型城镇化的影响可能并非是线性的,会在不同的环境政策、产业基础和技术创新水平下产生不同的结果,即门限效应。本文在 Hansen^[28] 门限模型基础上,借鉴 Dang 等^[29]、赵德昭^[30] 和刘守英等^[31] 的研究,以环境规制、绿色投资、外商直接投资作为门限变量,

结合系统 GMM 和差分 GMM 方法,构建如下动态门限面板模型。

$$urban_{it} = \beta_0 + \beta_1 urban_{it-1} + \beta_2 kzs_{it} \cdot I(q \leq c) + \beta_3 kzs_{it} \cdot I(q > c) + \beta_n x_{it} + \nu_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)中, $I(\cdot)$ 表示指标函数, c 为具体的门限值, β_2 为门限变量小于门限值时的待估参数, β_3 为门限变量大于门限值时的待估参数。

(二) 变量选取

1. 新型城镇化水平 ($urban$)。以往城镇化的研究大多简单地将“人口城镇化率”作为地区城镇化水平的代理变量,研究结果较为片面。为了适应新型城镇化发展的新要求,本文将经济发展、生活质量提升、文化遗产、绿色低碳等因素纳入分析框架,基于人口城镇化、经济城镇化、生活环境城镇化和生活条件城镇化 4 个维度构建新型城镇化评价体系,综合衡量我国新型城镇化的发展水平。

2. 可再生能源消费 (kzs)。本文选取了可再生能源发电量(除了火电外的核能、风力和太阳能发电量)作为表征可再生能源消费水平的指标。原因是我国尚未披露省级层面的可再生能源消费数据,且考虑到可再生能源发电成本较高,同时受到区域及气候等条件的限制,因此一般采用就地消纳的方式应用到居民的生产生活。从电力的生产与供给视角看,可再生能源发电越多,表明当地居民对可再生能源的消费水平越高。

3. 门限变量。考虑到不同地区投资实力、环境政策和投资环境的异质性,可再生能源消费对新型城镇化的影响可能存在非线性关系。因此,本文采用如下门限变量:①绿色投资,参考 Liao 等^[32] 的方法,本研究包括 3 个方面的绿色投资,即污染治理投资、水利建设投资和林业投资。②环境规制,基于工业 SO_2 去除率、工业废水达标率及工业固体废弃物综合利用率 3 个单项指标构建代理变量。③外商直接投资,采用各省外商直接投资金额衡量。

4. 控制变量。参考 Zheng 等^[33]、韩先锋等^[34] 和 Wang 等^[35] 的研究,本文采用如下控制变量:①区域技术创新,本文选取万人发明专利授权量

来衡量区域创新能力,原因在于专利包含了许多关键技术信息,能够较好地反映区域创新能力,同时不同地区专利申请、审批及授权制度基本一致,克服了异质性差异。②贸易开放水平,选取各地区进出口总额占 GDP 的比重,并根据当年实际汇率对进出口总额加以换价处理。③财政支持,本文使用各地区政府财政支持占 GDP 的比重表征政府支持力度。④市场化水平,随着市场改革不断深化,促使资源配置效率从低效到高效的变化,进而提高城市发展质量。本文采用樊纲和王小鲁等编制各省份的市场化指数作为市场化程度指标。⑤产业结构,本文采用第三产业增加值与第二产业增加值之比衡量。

(三)数据来源与描述性统计

由于数据限制和缺失等原因,最终本文对除西藏、香港、澳门、台湾之外的 30 个省份进行分析。各变量数据由 2007—2020 年《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国科技统计年鉴》整理和计算所得,样本统计性描述见表 3。

表 3 样本统计性描述

变量	符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	单位
urban	新型城镇化	420	0.334 0	0.232 8	0.001 8	0.989 9	—
kzs	可再生能源	420	0.516 2	0.724 1	0.000 0	4.998 5	千亿千瓦时
fdi	外商直接投资	420	0.702 4	0.739 1	0.000 4	3.576 0	百亿美元
ere	环境规制	420	0.534 2	0.528 7	0.000 1	2.585 3	—
gin	绿色投资	420	0.382 8	0.302 6	0.011 4	1.593 6	千亿元
open	贸易开放度	420	0.308 7	0.355 0	0.012 8	1.711 3	—
finance	财政支持	420	0.227 1	0.098 9	0.002 6	0.628 4	—
str	产业结构	420	1.187 7	0.662 7	0.527 1	5.234 0	—
mark	市场化水平	420	6.584 2	1.950 2	2.330 0	11.710 0	—

五、实证结果分析

(一)基准回归结果分析

本文使用普通最小二乘法(OLS)、固定效应(FE)、随机效应(RE)和可行广义最小二乘法(FGLS),分别对可再生能源消费和新型城镇化的关系进行分析。同时,本文也使用系统广义矩估计(SYS-GMM)和差分广义矩估计(DIF-GMM)解决可能存在的内生性问题。其中,根据回归结果的 R^2 可知,模型整体拟合度较高。 $AR(2)$ 的结果显示,模型不存在二阶序列相关。综上所述,基准线性回归结果均可信。此外,OLS、SYS-GMM、DIF-GMM 回归结果均显示可再生能源的系数显著为正,表明可再生能源消费能够显著促进我国新型城镇化进程。

表 5 基准回归结果分析

变量	OLS	FE	RE	FGLS	SYS-GMM	DIF-GMM
$lnurban_{it-1}$	— (—)	— (—)	— (—)	— (—)	1.013 *** (118.017)	0.949 *** (48.392)
kzs	0.024 ** (2.315)	0.091 *** (6.899)	0.085 *** (6.424)	0.065 *** (15.326)	0.011 *** (3.682)	0.007 * (1.721)
open	-0.006 (-0.201)	-0.234 *** (-4.684)	-0.082 ** (-2.242)	0.048 *** (4.647)	0.019 *** (12.922)	0.064 *** (12.934)
finance	0.372 *** (3.343)	1.118 *** (8.068)	0.643 *** (4.823)	0.470 *** (10.444)	-0.118 *** (-6.101)	0.011 (0.693)
str	0.097 *** (7.126)	0.181 *** (6.587)	0.183 *** (9.147)	0.167 *** (28.517)	0.005 *** (5.784)	0.065 *** (10.993)
mark	0.088 *** (13.684)	0.035 *** (5.621)	0.063 *** (9.988)	0.038 *** (15.727)	-0.005 *** (-3.708)	-0.011 *** (-5.559)
cons	-0.454 *** (-8.378)	-0.339 *** (-6.700)	-0.465 *** (-8.700)	-0.388 *** (-19.066)	0.074 *** (7.563)	—
$AR(1)$	—	—	—	—	-3.08 [0.002]	-2.86 [0.004]
$AR(2)$	—	—	—	—	-0.77 [0.443]	-0.75 [0.453]
R^2 or Wald-test	0.586 5	0.654 6	0.595 3	3 122.80	506 933.51	45 388.42
N	420	420	420	420	420	420

注:括号内为 t 或 z 值;[] 内为 p 值;***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.10$ 时有统计学意义。

(二)门限效应

1. 门限效应检验与门限值确定

本文运用 Stata 16.0 软件,基于自抽样法(Bootstrap)的 Wald 检验来分析动态面板模型的门限效应,并分别以环境规制、绿色投资和外商直接投资为门限变量进行门限效应显著性检验。Wald 统计量及其 p 值显示,以可再生能源消费为核心解释变量的门限模型均在 p 小于 0.01 的显著性水平上拒绝了无门限效应的原假设,其门限值与置信区间(见表 6)。

表 6 动态门限效果自抽样检验

门限模型	门限值	Wald 统计量	p 值	Bootstrap 次数	95% 置信区间
绿色投资	0.228 0	3.886 8	0.000	1 000	0.052 3 1.020 2
环境规制	0.753 4	1.425 4	0.000	1 000	0.002 1 1.669 7
外商直接投资	0.045 0	12.321 1	0.000	1 000	0.012 0 2.378 9

注: p 值以及临界值由 GMM 门限面板回归重复抽样 1 000 次得到,Wald 统计量用于判断门限特征是否明显,其对应的概率越小,门限特征越明显。

2. GMM 门限模型参数估计与结果分析

表 7 显示了动态门限模型回归及其相关检验结果, $AR(2)$ 的 p 值均大于 0.1,表明随机误差项不存在二阶序列相关性;Hansen 检验的结果显示模型工具变量的选择均有效;Wald 检验的结果也表明模型整体高度显著,回归结果可信。

(1)以地区绿色投资为门限变量的回归结果表明,随着地区绿色投资额越过门槛值,可再生能源消费对新型城镇化的推动作用逐渐增大。原因是随着中国经济总量的快速增长,绿色投资规模

也日益扩大,因此企业用于绿色技术创新的资金也越充足,伴随着技术升级,企业生产效率与能源使用效率也在提高,可有效减少在生产过程中的污染排放量,可再生能源消费对新型城镇化影响的技术效应逐渐显现。同时,绿色投资规模的扩大也推动了绿色清洁能源的消费,可再生能源消费的规模效应将吸引资金、技术等生产要素的聚集,也有助于提高就业与收入,提高新型城镇化水平。

表 7 动态门限回归结果

变量	绿色投资	环境规制	外商直接投资
$lnurban_{it-1}$	1.077 0 *** (135.72)	1.021 8 *** (130.39)	1.040 7 *** (105.33)
$open$	0.030 7 *** (11.87)	0.030 4 *** (11.66)	0.004 5 (1.17)
$finance$	-0.093 2 ** (-2.46)	-0.017 9 (-0.55)	-0.194 8 *** (-7.07)
str	-0.007 1 *** (-2.86)	-0.007 3 *** (-3.61)	-0.000 4 (-0.02)
$mark$	-0.009 1 *** (-11.74)	-0.003 6 *** (-3.35)	-0.007 3 *** (-7.94)
$kzs \cdot I(q \leq c)$	0.010 0 * (1.82)	0.006 5 ** (2.11)	0.007 9 * (1.69)
$kzs \cdot I(q > c)$	0.086 7 *** (5.34)	0.008 4 ** (2.44)	0.052 1 *** (3.25)
$cons$	0.0791 *** (11.11)	0.0519 *** (4.98)	0.106 0 *** (13.30)
$AR(2)$	-1.26 [0.209]	-0.83 [0.406]	-0.70 [0.484]
$Hansen$	28.06 [0.903]	27.39 [0.919]	27.66 [0.913]
$Wald\ Test$	493 087.25 *** [0.000]	377 354.21 *** [0.000]	336 645.34 *** [0.000]
N	420	420	420

注:***、**和*分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 以及 $p < 0.10$ 有统计学意义;()内表示 z 值,[]表示 p 值。

(2)以环境规制为门限变量的回归结果表明,可再生能源消费对我国新型城镇化的影响存在显著的环境规制门限效应。当环境规制小于门限值时,可再生能源消费对新型城镇化影响的影响系数为0.006 5。当环境规制大于门限值时,影响系数上升到0.008 4,且在 p 小于0.01的水平上显著,表明环境规制程度的提高有助于提高可再生能源消费对新型城镇化的积极作用。其原因在于:环境政策可以有效干预企业用能和能源消费模式,优化能源消费结构,从而发挥可再生能源对新型城镇化发展的结构效应。政府可以通过颁布环境法律法规的方式直接干预高耗能行业的能源

消费,强制企业执行节能标准,降低对化石燃料等一次能源的过度依赖,推动资源向更有需要的部门转移,倒逼产业转型升级、提质增效。同时,可再生能源消费占比的提高有利于提高城市生态环境和保护居民身体健康,改善城镇生活环境。

(3)以外商直接投资为门限变量的回归结果表明,当外商直接投资越过门限值,可再生能源的发展对我国新型城镇化的促进作用逐渐增大。这表明外商直接投资的增加可以提高可再生能源对新型城镇化的促进作用。其原因在于:当发展中国家试图调整能源消费结构和能源利用效率时,外商直接投资往往起到重要作用,并通过技术效应推动新型城镇化的发展。资金和先进技术的引入可以降低研发资金压力、分散研发风险、提高技术创新效率和能力。可再生能源技术进步和能源效率的提高一方面可以为传统企业绿色化转型和新型绿色产业发展提供资源基础,改善传统污染型产业发展的路径依赖;另一方面风电、水电和太阳能等使用效率的提升也可以降低城镇居民的生活和出行成本,提升生活条件城镇化水平。

(三)扩展分析

考虑到不同区域异质性影响,本文采用OLS方法对三大地区(东部、中部和西部)进行回归分析,结果见表8。

表 8 分地区面板回归结果

变量	东部	中部	西部
kzs	0.178 *** (4.816)	0.077 *** (4.952)	0.003 (0.243)
$open$	-0.115 *** (-2.879)	-0.476 ** (-2.230)	0.287 (1.588)
$finance$	0.093 (0.302)	1.728 *** (7.797)	0.239 (1.401)
str	0.118 *** (6.197)	0.105 *** (2.737)	0.180 *** (2.775)
$mark$	0.075 *** (7.721)	0.062 *** (5.519)	0.055 *** (4.635)
$cons$	-0.272 *** (-2.987)	-0.570 *** (-6.805)	-0.371 *** (-4.144)
R^2	0.559 8	0.669 9	0.303 9
N	154	112	154

注:括号内为 t 值,***、**、*分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.10$ 有统计学意义。

总体来看,可再生能源消费对我国三大地区新型城镇化建设的影响显著为正,且在东、中和西部呈现出依次减弱的梯度分布特征。原因主要有

两点:第一,东部地区是改革开放的前沿阵地,既是经济建设的重点地区,也是对能源消费的主力军,在人力资本积累、科学技术和制度质量等方面都达到了较高水准,高水平的技术基础为可再生能源技术创新提供了重要的支持。第二,随着国际、国内产业向内陆地区逐渐转移,虽然改善了中部地区的人力资本、技术水平和外部环境等设施建设,但西部、中部地区经济发展程度、基础设施、研发创新能力仍旧滞后于东部地区,因此发展可再生能源消费对新型城镇化的作用相对较小。

六、结论及政策建议

(一) 结论

(1)通过对人口、经济、生活条件和生活环境城镇化水平的综合分析来看,中国新型城镇化水平呈现出从东部地区向东北、中、西部地区递减的发展态势,东部地区的城镇化水平较高,区域发展梯级格局明显。

(2)无论是基准回归结果,还是门限效应分析,都表明可再生能源消费能显著推动新型城镇化的发展。

(3)动态面板门限模型的分析结果表明,可再生能源消费对新型城镇化的影响会随着绿色投资、环境规制和外商直接投资强度的不同而产生变化,在跨越门限值后可再生能源消费对新型城镇化的正向效应逐渐增强。

(二) 政策建议

第一,增强可再生能源产业绿色投资带动新型城镇化进程,进一步转变可再生能源高投入、低效率的生产方式,加快推广已有的绿色生产技术与设备。加强企业绿色技术创新,加大可再生能源技术攻关力度,使自主创新成为产业结构升级中的重要推手。构建可再生能源技术创新产学研一体化支撑体系,推动重点领域能源核心技术突破和成果应用示范,形成与行业发展相融合的能源技术研发体系。

第二,加强地区环境规制力度,优化能源消费结构,为新型城镇化的发展提供条件。完善可再生能源相关的法律制度,合理引导与刺激市场主体开展技术研发,建立能源科技创新综合服务体系。统筹安排淘汰落后产能与发展先进产能,加

快能源消费结构性调整。具体措施包括:一是加大低碳能源领域的技术研发,建立清洁能源的长效供给机制;二是综合利用经济和政策手段,发挥财政、税收的杠杆作用,完善新能源生产、供应和消费的激励政策,促进新能源技术集成、应用方式和激励机制等多层面的创新。

第三,增加外商外资引进,加速可再生能源消费对于新型城镇化的推动作用。通过引进先进的生产技术,管理体系从而提高生产过程中的能源利用效率,发挥外商直接投资对地区生产的溢出效应,提高可再生能源技术创新,推进新型城镇化的发展。

第四,在优化能源消费结构的基础上,大力发展可再生能源。能源作为城市发展的重要物质基础,仍然是新型城镇化发展的重要驱动力。在通过能源消费提升新型城镇化发展时,还要充分意识到能源约束的“尾效”和“资源诅咒”,重视能源消费结构的优化调整,切忌一味地盲目增加化石能源消耗,忽视新型城镇化发展的能源消费规模“度”的约束,从而最大限度地释放可再生能源消费的规模报酬递增效应,以实现区域城镇化资源环境的可持续发展。

参考文献:

- [1]王永进,刘玉莹,陈晓佳. 新型城镇化背景下的中央地方财政关系调整[J]. 经济研究, 2022, 57(2): 43-57.
- [2]范英,衣博文. 能源转型的规律、驱动机制与中国路径[J]. 管理世界, 2021, 37(8): 95-105.
- [3]马少超,范英. 能源系统低碳转型中的挑战与机遇:车网融合消纳可再生能源[J]. 管理世界, 2022, 38(5): 209-223, 242.
- [4]李兰冰,高雪莲,黄玖立. “十四五”时期中国新型城镇化发展重大问题展望[J]. 管理世界, 2020, 36(11): 7-22.
- [5]SHENG Pengfei, HE Yaping, GUO Xiaohui. The impact of urbanization on energy consumption and efficiency [J]. Energy Environment, 2017, 28(7): 673-686.
- [6]LIU Xiaohong. Impact of urbanization on energy consumption and haze in China: A review [J]. Energy sources, part A: recovery, utilization, environmental Effects, 2022, 44(1): 1959-1976.
- [7]WANG Zhaohua, YANG Zhiying, ZHANG Bin, et al. How does urbanization affect energy consumption for central heating: Historical analysis and future prospects [J]. Energy

- and buildings, 2022(255): 111631.
- [8] SALIM R A, SHAFIEI S. Urbanization and renewable and non-renewable energy consumption in OECD countries: an empirical analysis [J]. *Economic modelling*, 2014(38): 581-591.
- [9] 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.
- [10] 谢利平. 能源消费与城镇化、工业化[J]. *工业技术经济*, 2015, 34(5): 95-100.
- [11] LIU Yu, XIAO Hongwei, LÜ Yingkang, et al. The effect of new-type urbanization on energy consumption in China: a spatial econometric analysis [J]. *Journal of cleaner production*, 2017, 163: S299-S305.
- [12] 刘耀彬, 陈斐. 中国城市化进程中的资源消耗“尾效”分析[J]. *中国工业经济*, 2007(11): 48-55.
- [13] 徐盈之, 王秋彤. 能源消费对新型城镇化影响的研究: 基于门槛效应的检验[J]. *华东经济管理*, 2018, 32(5): 5-13.
- [14] LIU Yongping, HUANG Lizhen, KALOUDIS A, et al. Does urbanization lead to less energy use on road transport? Evidence from municipalities in Norway [J]. *Transportation research part D: transport and environment*, 2017(57): 363-377.
- [15] SADORSKY P. The effect of urbanization and industrialization on energy use in emerging economies: implications for sustainable development [J]. *American journal of economics sociology*, 2014, 73(2): 392-409.
- [16] 郭文, 孙涛. 城镇化对中国区域能源消费及居民生活能源消费的影响[J]. *中国环境科学*, 2015, 35(10): 3166-3176.
- [17] WU Haitao, HAO Yu, WENG J-H. How does energy consumption affect China's urbanization? new evidence from dynamic threshold panel models [J]. *Energy policy*, 2019(127): 24-38.
- [18] ARMEANU D S, JOLDES C C, GHERGHINA S C, et al. Understanding the multidimensional linkages among renewable energy, pollution, economic growth and urbanization in contemporary economies: quantitative assessments across different income countries' groups [J]. *Renewable and sustainable energy reviews*, 2021(142): 110818.
- [19] COPELAND B R, TAYLOR M S. North-South trade and the environment [J]. *The quarterly journal of economics*, 1994, 109(3): 755-787.
- [20] 唐未兵, 唐谭岭. 中部地区新型城镇化和金融支持的耦合作用研究[J]. *中国软科学*, 2017(3): 140-151.
- [21] 赵磊, 方成. 中国省际新型城镇化发展水平地区差异及驱动机制[J]. *数量经济技术经济研究*, 2019, 36(5): 44-64.
- [22] 孙叶飞, 夏青, 周敏. 新型城镇化发展与产业结构变迁的经济增长效应[J]. *数量经济技术经济研究*, 2016, 33(11): 23-40.
- [23] 汪丽, 李九全. 新型城镇化背景下的西北省会城市化质量评价及其动力机制[J]. *经济地理*, 2014, 34(12): 55-61.
- [24] 王滨. 新型城镇化的区域差异及其动力机制研究[J]. *统计与决策*, 2020, 36(10): 77-82.
- [25] 李振亚, 魏伟, 周亮, 等. 中国陆地生态敏感性时空演变特征[J]. *地理学报*, 2022, 77(1): 150-163.
- [26] 周仪姜, 李林. 长江中游城市群综合承载力评价与预测[J]. *经济地理*, 2021, 41(9): 31-39.
- [27] BLUNDELL R, BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [J]. *Journal of econometrics*, 1998, 87(1): 115-143.
- [28] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference [J]. *Journal of econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.
- [29] DANG V A, KIM M, SHIN Y. Asymmetric capital structure adjustments: new evidence from dynamic panel threshold models [J]. *Journal of empirical finance*, 2012, 19(4): 465-482.
- [30] 赵德昭. 地方政府财政治理对就地城镇化影响的实证研究[J]. *中国软科学*, 2022(1): 87-97.
- [31] 刘守英, 王志锋, 张维凡, 等. “以地谋发展”模式的衰竭: 基于门槛回归模型的实证研究[J]. *管理世界*, 2020, 36(6): 80-92, 119, 246.
- [32] LIAO Xianchun, SHI Xunpeng. Public appeal, environmental regulation and green investment: evidence from China [J]. *Energy policy*, 2018(119): 554-562.
- [33] ZHENG Wei, WALSH P P. Economic growth, urbanization and energy consumption: a provincial level analysis of China [J]. *Energy economics*, 2019(80): 153-162.
- [34] 韩先锋, 宋文飞, 李勃昕. 互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J]. *中国工业经济*, 2019(7): 119-136.
- [35] WANG Qiang, WU Shidai, ZENG Yuee, et al. Exploring the relationship between urbanization, energy consumption, and CO₂ emissions in different provinces of China [J]. *Renewable sustainable energy reviews*, 2016(54): 1563-1579.

(本文责编: 辛 城)