

文章编号:1671-6833(2019)02-0087-05

基于 LSDV 估计法的中国主要品种能源消费影响
碳排放强度效应分析

魏 冉^{1,2}

(1. 中原工学院 系统与工业工程技术研究中心,河南 郑州 450001; 2. 中原工学院 经济管理学院,河南 郑州 450001)

摘 要: 基于 LSDV 估计法,采用固定影响效应模型回归分析了 2005—2017 年年鉴数据中的主要品种能源消费对碳排放强度的影响效应. 对传统 STIRPAT 模型进行了改进. 通过分析发现,样本期间我国各主要品种能源消费对碳排放强度的影响差异较大,具有正向作用的能源消费因素包括:煤炭消费、焦炭消费、汽油消费、柴油消费和天然气消费;具有负向作用的因素包括原油消费、燃料油消费和煤油消费. 此外,从全国角度来看,近年来的人口规模变化对于降低碳排放强度具有积极作用,而人均财富和煤炭消费仍然是拉高碳排放强度的主要原因.

关键词: LSDV 估计法; 效应分析; 面板数据; 碳排放强度; 能源消耗

中图分类号: X24 **文献标志码:** A **doi:**10. 13705/j. issn. 1671-6833. 2019. 02. 010

0 引言

我国确立了 2020 年单位国内生产总值的二氧化碳排放量(即碳排放强度)比 2015 年下降 18% 的目标^[1]. 毋庸置疑,能源燃烧是碳排放的直接因素. 近年的研究表明,能源消费量的增加是提高碳排放量的首要因素^[2],而减小碳排放强度的主要因素包括降低能源强度^[3],其次是能源结构^[4]. 其他文献也得到相近结果^[5-6]. 此外,人口规模和人均财富仍然是影响碳排放量的重要因素^[7],研究发现能源结构变化对于碳排放量的影响已经超越了经济增长^[8]. 综上所述,人口规模、人均财富、能源消费类指标与碳排放量存在较为显著的关系,考虑到采用不同品种能源消耗作为技术因素分析影响碳排放强度的文献较少,且不同品种能源消耗对碳排放贡献的差异是非常显著的,因此,笔者将以人口规模、人均 GDP、煤炭消费量、焦炭消费量、原油消费量、燃料油消费量、汽油消费量、煤油消费量、柴油消费量和天然气消费量为影响因素,以碳排放强度为目标参数展开研究.

在分析影响效应方面,李欢等^[9]基于 STIRPAT

模型发现能源结构因素边际贡献率最大,魏景赋等^[10]采用同样模型得到能源消耗量对碳排放量影响最大;宋健等^[11]采用了 STIRPAT 和 LM-DI 两种模型分析发现能源强度和能源消费结构对碳排放呈现出抑制效应. 鉴于面板数据的特点,笔者基于虚拟变量最小二乘法(LSDV 估计法)原理,扩展 STIRPAT 模型,探讨了以我国主要品种能源消费为技术因素的因素集合对于碳排放强度的影响效应.

1 方法与数据

1.1 扩展的 STIRPAT 模型与 LSDV 原理

可拓展的随机性环境影响评估模型(stochastic impacts by regression on population, affluence, and technology model, STIRPAT)为 $I = P \cdot F$, 其中 I 为环境压力变量; P 为人口规模因素; F 为人均财富因素^[12]. 由于该模型分析因素规模有限, Dietz 等^[13]在 1998 年对该模型进行了改进,建立了 STIRPAT 模型.

笔者对 STIRPAT 模型进行了改进,扩展了技术因素项,引入煤炭消费量、焦炭消费量、原油消

收稿日期:2018-05-10; 修订日期:2018-08-17

基金项目:2018 年河南省软科学研究计划项目(182400410198); 河南省哲学社会科学规划项目(2018BJJ065); 2015 年度河南省高等学校青年骨干教师资助计划项目(2015GGJS-194)

作者简介:魏 冉(1976—),女,河南郑州人,中原工学院副教授,硕士,主要从事环境经济与区域可持续发展研究,
E-mail:weiranhua@163.com.

费量、燃料油消费量、汽油消费量、煤油消费量、柴油消费量和天然气消费量等能源消费类因素;假定分析模型截距随每个影响因素变化,但斜率系数仍然不变,采用最小二乘虚拟变量回归分析原理^[14],建立回归模型如公式(1)所示,

$$(I_{ij}) = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1i} + \alpha_{23} D_{23i} + \beta_{ij}(P_{ij}) + \gamma_{ij}(G_{ij}) + \delta_{ij}(COA_{ij}) + \varepsilon_{ij}(COK_{ij}) + \theta_{ij}(CO_{ij}) + \mu_{ij}(FO_{ij}) + \rho_{ij}(GO_{ij}) + \sigma_{ij}(KO_{ij}) + \tau_{ij}(DO_{ij}) + \varphi_{ij}(NG_{ij}) + e_{ij}, \quad (1)$$

式中: i 表示各地区序号($i = 1, \dots, 24$),按照序号分别为北京、天津、河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、四川、云南、陕西、甘肃、宁夏、新疆,由于缺少数据,其余地区不在分析之列.其中 D_{1i}, \dots, D_{23i} 为哑变量.当 $i = 1$ 时, $D_{1i} = 1$,否则为0; D_{2i}, \dots, D_{23i} 同理取值; j 表示面板数据采集的样本年份($j = 2004, \dots, 2016$). I_{ij} 为碳排放强度; P_{ij} 为人口规模; G_{ij} 为人均GDP; COA_{ij} 为煤炭消费量; COK_{ij} 为焦炭消费量; CO_{ij} 为原油消费量; FO_{ij} 为燃料油消费量; GO_{ij} 为汽油消费量; KO_{ij} 为煤油消费量; DO_{ij} 为柴油消费量; NG_{ij} 为天然气消费量; α_0 为常数项, $\beta_{ij}, \gamma_{ij}, \delta_{ij}, \varepsilon_{ij}, \theta_{ij}, \mu_{ij}, \rho_{ij}, \sigma_{ij}, \tau_{ij}, \varphi_{ij}$ 为各因变量项系数; e_{ij} 为误差项.

对公式(1)中除哑变量和人口规模外的各项进行人口加权,并对所有自变量项自然对数化处理,可得到公式(2),

$$\ln(I_{ij}^*) = \alpha^* + \beta_{ij}^* \ln(P_{ij}^*) + \gamma_{ij}^* \ln(G_{ij}^*) + \delta_{ij}^* \ln(COA_{ij}^*) + \varepsilon_{ij}^* \ln(COK_{ij}^*) + \theta_{ij}^* \ln(CO_{ij}^*) + \mu_{ij}^* \ln(FO_{ij}^*) + \rho_{ij}^* \ln(GO_{ij}^*) + \sigma_{ij}^* \ln(KO_{ij}^*) + \tau_{ij}^* \ln(DO_{ij}^*) + \varphi_{ij}^* \ln(NG_{ij}^*) + e_{ij}^*, \quad (2)$$

式中: $\ln(I_{ij}^*), \ln(G_{ij}^*), \ln(COA_{ij}^*), \ln(COK_{ij}^*), \ln(CO_{ij}^*), \ln(FO_{ij}^*), \ln(GO_{ij}^*), \ln(KO_{ij}^*), \ln(DO_{ij}^*)$ 和 $\ln(NG_{ij}^*)$ 由因变量和各自变量进行人口加权后再自然对数化处理; α^* 为新的常数项,包含了公式(1)中原常数项变量和哑变量的数据信息; $\beta_{ij}^*, \gamma_{ij}^*, \delta_{ij}^*, \varepsilon_{ij}^*, \theta_{ij}^*, \mu_{ij}^*, \rho_{ij}^*, \sigma_{ij}^*, \tau_{ij}^*, \varphi_{ij}^*$ 为各因变量项系数; e_{ij}^* 为误差项.

1.2 面板数据的构建

构建面板数据的空间维度为24个地区,时间维度为2004年—2016年序列,构成包括人口规模、人均GDP、煤炭消费量、焦炭消费量、原油消费量、燃料油消费量、汽油消费量、煤油消费量、柴

油消费量和天然气消费量等10个自变量参数和碳排放强度因变量参数.其中,历年各省名义人口规模、GDP原始数据均来源于2005年—2017年《中国统计年鉴》^[15];能源消费类因素和用于计算碳排放强度的总能源消耗量的原始数据均来源于2005年—2017年《中国能源统计年鉴》^[16].

实际GDP采用2004年不变GDP折算价格,人均GDP按照GDP与名义人口规模之比进行计算;人口加权各品种能源消耗量按照各品种能源消耗量与对应地区和年份的人口加权系数之积计算;碳排放强度按照单位GDP能耗量与碳排放系数之积计算(根据文献,标准煤碳排放系数取0.69^[17]).

为了降低异方差和不同量纲的影响,笔者采用各能源消耗类因素进行人口加权和自然对数化处理.

2 单位根、协整性与效应检验

2.1 面板数据单位根检验

笔者采用了Levin-Lin-Chu检验(LLC)、Im-Pesaran-Shin test检验(IPS)、ADF-Fisher检验和PP-Fisher检验方法.检验结果为I(1)单整,即所有变量截面数据具有平稳性,如表1所示.

2.2 面板数据协整性检验

同时采用Fisher个体联合协积检验法(Johansen Fisher)和Pedroni协积检验法(包括Panel v、Panel PP、Panel ADF、Group PP、Group ADF)进行协整性检验,如表2所示.除对 $\ln(COK_{ij}^*)$ 与 $\ln(I_{ij}^*)$ 、 $\ln(FO_{ij}^*)$ 与 $\ln(I_{ij}^*)$ 间使用组内检验的Panel v统计检验,分别得到的估计(Prob.)为0.109 0和0.173 3外,其他协整性检验结果均为拒绝原假设(Prob. < 0.05),按照少数服从多数的判断原则,认为 $\ln(P_{ij}^*), \ln(G_{ij}^*), \ln(COA_{ij}^*), \ln(COK_{ij}^*), \ln(CO_{ij}^*), \ln(FO_{ij}^*), \ln(GO_{ij}^*), \ln(KO_{ij}^*), \ln(DO_{ij}^*)$ 和 $\ln(NG_{ij}^*)$ 分别与 $\ln(I_{ij}^*)$ 之间存在长期稳定的均衡关系.

2.3 面板数据效应检验

利用极大似然比检验(likelihood ratio test)伴随概率为0.000 0(Prob. < 0.05)可拒绝原假设,不能选用混合效应.利用豪斯曼检验(Hausman test)方法时检验结果如表3,伴随概率(Prob. < 0.05)可拒绝原假设,应选用固定效应.

3 面板数据回归分析

为克服变量间的自相关性,把回归模型中的误差项确定为误差自回归项,即AR(1).最终

表 1 一阶差分单位根检验结果
Tab. 1 Results of unit root tests in 1st difference

变量	统计值/ 统计概率	假设存在相同单位根情况	假设存在不同单位根情况		
		LLC	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher
$\ln(P_{ij}^*)$	Stat.	-30.128 9	-10.797 2	136.982 0	195.455 0
	Prob.	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$\ln(G_{ij}^*)$	Stat.	-11.527 2	-4.439 7	97.990 4	158.746 0
	Prob.	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$\ln(COA_{ij}^*)$	Stat.	-12.300 3	-5.343 8	108.405 0	169.856 0
	Prob.	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$\ln(COK_{ij}^*)$	Stat.	-20.880 2	-12.680 4	182.664 0	241.312 0
	Prob.	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$\ln(CO_{ij}^*)$	Stat.	-12.645 8	-6.520 2	125.380 0	197.503 0
	Prob.	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$\ln(FO_{ij}^*)$	Stat.	-12.948 5	-7.363 6	131.961 0	189.980 0
	Prob.	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$\ln(GO_{ij}^*)$	Stat.	-12.872 0	-7.250 5	131.982 0	183.380 0
	Prob.	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$\ln(KO_{ij}^*)$	Stat.	-32.939 3	-14.268 3	169.126 0	225.748 0
	Prob.	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$\ln(DO_{ij}^*)$	Stat.	-14.130 2	-9.090 8	156.974 0	256.371 0
	Prob.	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$\ln(NG_{ij}^*)$	Stat.	-18.246 6	-12.776 8	170.775 0	235.956 0
	Prob.	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$\ln(I_{ij}^*)$	Stat.	-11.696 2	-4.727 3	97.358 6	151.079 0
	Prob.	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*

注: * Prob. <0.05 (two-tailed tests) 对于 ADF-Fisher 和 PP-Fisher 检验使用渐进卡方分布计算;其他检验使用渐进正态分布。

表 2 协整性检验结果
Tab. 2 Results of cointegration tests

变量		Johansen	组内检验方法			组间检验方法	
		Fisher 方法	Panel v	Panel PP	Panel ADF	Group PP	Group ADF
$\ln(P_{ij}^*) - \ln(I_{ij}^*)$	Stat.	123.800 0	7.110 8	-5.413 3	-4.043 3	-4.271 6	-2.912 9
	Prob.	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.001 8*
$\ln(G_{ij}^*) - \ln(I_{ij}^*)$	Stat.	138.100 0	16.002 0	-2.125 9	-3.057 1	-5.553 2	-3.083 5
	Prob.	0.000 0*	0.000 0*	0.016 8*	0.001 1*	0.000 0*	0.001 0*
$\ln(COA_{ij}^*) - \ln(I_{ij}^*)$	Stat.	166.800 0	1.892 7	-4.858 9	-3.116 2	-4.878 9	-4.214 6
	Prob.	0.000 0*	0.029 2*	0.000 0*	0.000 9*	0.000 0*	0.001 0*
$\ln(COK_{ij}^*) - \ln(I_{ij}^*)$	Stat.	186.100 0	1.231 6	-8.202 8	-4.135 7	-8.238 6	-5.410 5
	Prob.	0.000 0*	0.109 0**	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$\ln(CO_{ij}^*) - \ln(I_{ij}^*)$	Stat.	178.300 0	2.832 5	-4.004 2	-4.086 0	-3.010 7	-4.742 0
	Prob.	0.000 0*	0.002 3*	0.000 0*	0.000 0*	0.001 3*	0.000 0*
$\ln(FO_{ij}^*) - \ln(I_{ij}^*)$	Stat.	162.100 0	0.941 0	-5.805 0	-3.810 6	-4.647 1	-5.657 7
	Prob.	0.000 0*	0.173 3**	0.000 0*	0.000 1*	0.000 0*	0.000 0*
$\ln(GO_{ij}^*) - \ln(I_{ij}^*)$	Stat.	188.700 0	2.994 9	-3.680 7	-2.953 6	-2.710 8	-3.298 0
	Prob.	0.000 0*	0.001 4*	0.000 1*	0.001 6*	0.003 4*	0.000 5*
$\ln(KO_{ij}^*) - \ln(I_{ij}^*)$	Stat.	142.600 0	4.787 5	-6.381 9	-4.339 7	-6.787 8	-5.121 3
	Prob.	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$\ln(DO_{ij}^*) - \ln(I_{ij}^*)$	Stat.	207.800 0	3.202 9	-6.731 9	-4.223 8	-6.149 9	-6.431 1
	Prob.	0.000 0*	0.000 7*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*
$\ln(NG_{ij}^*) - \ln(I_{ij}^*)$	Stat.	208.500 0	2.087 6	-4.194 3	-4.795 8	-5.050 0	-5.757 9
	Prob.	0.000 0*	0.018 4*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*	0.000 0*

注: * Prob. <0.05 (two-tailed tests); ** Prob. <0.20 (two-tailed tests) 原假设为变量间不存在协整性。

表 3 Hausman 检验结果
Tab.3 Results of Hausman test

检验结果	估计量	伴随概率
截面随机	33.101 3	0.000 3*
* Prob. <0.05 (two-tailed tests)		

得到主要品种能源消费影响碳排放强度固定效应模型如下,

$$\ln(I_{ij}^*) = 3.451\,9 - 0.833\,0\ln(P_{ij}^*) + 0.252\,1\ln(G_{ij}^*) + 0.249\,3\ln(COA_{ij}^*) + 0.005\,6\ln(COK_{ij}^*) - 0.010\,1\ln(CO_{ij}^*) - 0.004\,8\ln(FO_{ij}^*) + 0.041\,8\ln(GO_{ij}^*) - 0.005\,5\ln(KO_{ij}^*) + 0.013\,3\ln(DO_{ij}^*) + 0.006\,3\ln(NG_{ij}^*) + 0.689\,9AR, \quad (3)$$

其中, $R^2=0.995\,8$,校正回归系数 $R^2=0.995\,3$, F 值为 $1\,778.624\,0$,概率 CF 检验为 $0.000\,0$,德宾-瓦特逊检验值为 $1.647\,8$.其中,回归系数(R^2)说明自变量与因变量之间存在着显著相关性;德宾-瓦特逊检验统计值较为合理(5%显著水平正态分布),面板数据不存在自相关.综上所述,可以认为采用 LSDV 估计法分析我国主要品种能源消费对碳排放强度的影响并进行固定效应回归得到的结果较为理想.

4 结果分析

(1)分析发现对我国碳排放强度具有正向推动作用的因素包括人均 GDP、煤炭消费量、焦炭消费量、汽油消费量、柴油消费量和天然气消费量;具有反向影响作用的因素包括人口规模、原油消费量、燃料油消费量和煤油消费量.

(2)从回归弹性系数看,人口规模是影响我国碳排放强度最为显著的因素,并且在研究期间发挥了降低人口加权碳排放强度的作用.尽管人口增长被认为是推高实际碳排放量的因素,但当考察人口规模对人口加权碳排放量的影响时,人口规模因素(人口集聚效应)的增加将抑制碳排放水平的提高.

(3)从全国范围来看,人均 GDP 和煤炭消费量相应因素是影响人口加权碳排放强度较为显著的两个正向因素.因为碳排放强度与经济发展水平之间关系符合环境库兹涅茨曲线,但人均 GDP 需要达到 $129\,314\text{ 元}^{[6]}$ (2016 年全国各省的平均值远低于该值),全国范围的碳排放强度下降拐点尚未到来.

(4)在样本期间,焦炭消费量、原油消费量、燃料油消费量、汽油消费量、煤油消费量、柴油消

费量和天然气消费量等对于碳排放强度的影响相对较为不显著,但随着机动车保有量大幅增加和交通运输业的不断发展,汽油消费量对碳排放强度的影响相比其他能源消费而言更为显著.

(5)假设其他变量不变,在研究期内,人均 GDP、煤炭消费量、焦炭消费量、汽油消费量、柴油消费量和天然气消费量对应因素每增加 1%,相应处理后的碳排放强度分别增加 $0.252\,1\%$ 、 $0.249\,3\%$ 、 $0.005\,6\%$ 、 $0.041\,8\%$ 、 $0.013\,3\%$ 和 $0.006\,3\%$.而人口规模、原油消费量、燃料油消费量和煤油消费量对应因素每增加 1%,相应处理后的碳排放强度分别降低 $0.833\,0\%$ 、 $0.010\,1\%$ 、 $0.004\,8\%$ 和 $0.005\,5\%$.

5 结论

(1)采用了 LSDV 估计法,对《2005 年—2017 年中国统计年鉴》中列出的我国主要品种能源消费量影响碳排放强度的固定效应,结果发现人均 GDP、煤炭消费量、焦炭消费量、汽油消费量、柴油消费量和天然气消费量对碳排放强度的升高有推动作用,其中人均 GDP 和煤炭消费量影响效应最为显著;而人口规模、原油消费量、燃料油消费量和煤油消费量对碳排放强度的降低具有积极作用,其中人口规模影响效应最为显著.

(2)近年来,我国碳排放政策更加严格,全国整体上呈现增速放缓的状态.在样本研究期内,各地区碳排放强度变化差异较大,部分地区碳排放强度先增后减,例如北京、天津、吉林和上海;一些地区碳排放强度逐步呈现稳定状态,例如河南和湖北;其他地区的碳排放强度整体表现为逐年增高的趋势.分析样本期间,全国总人口和各地区经济不断增长,两个因素的增长速度放缓,但是仍然成为影响碳排放强度的重要因素;能源消费结构不断调整,但是除煤炭外的主要品种能源消费量变化对于碳排放强度的影响并不显著,说明以煤炭为主的能源消费结构必须进一步优化.

(3)下一步建议针对不同经济水平地区碳排放强度驱动因素的差异.此外,在构建面板数据时,应补充影响碳排放强度的能源结构、能源强度或者能源密度等因素,使能源消费类因素影响碳排放强度效应的分析更加合理科学.

参考文献:

[1] 中华人民共和国国务院.“十三五”控制温室气体排

放工作方案[EB/OL]. (2016-11-04) [2018-03-22].
http://www.gov.cn/zhengce/content/2016-11/04/content_5128619.htm.

[2] 王建民,杨文培,杨力. 经济增长-能源消费-碳排放关系的实证检验[J]. 统计与决策, 2014, 30(5): 137 - 139.

[3] 邓荣荣,陈鸣. 经济发展方式转变是否降低了中国碳排放强度—基于 IO-SDA 模型的分析[J]. 科学决策, 2017, 33(5): 40 - 63.

[4] 颜艳梅,王铮,吴乐英,等. 中国碳排放强度影响因素对区域差异的作用分析[J]. 环境科学学报, 2016, 36(9): 3436 - 3444.

[5] 邓光耀,任苏灵. 中国能源消费碳排放的动态演进及驱动因素分析[J]. 统计与决策, 2017, 33(18): 141 - 143.

[6] 张珍花,方勇. 我国区域碳排放强度影响因素及动态关系探究[J]. 统计与决策, 2012, 33(16): 90 - 93.

[7] 周维维. 京津冀能源消费碳排放影响因素分析及情景预测研究[D]. 北京:华北电力大学经济与管理学院, 2016.

[8] 张翠菊. 中国碳排放强度影响因素-收敛性及溢出性研究[D]. 重庆:重庆大学经济与工商管理学院, 2016.

[9] 李欢,杨珊,陈建宏,等. 湖南省能源消费碳排放驱动因素及趋势预测实证分析[J]. 环境工程, 2018, 36(2): 152 - 157.

[10] 魏景赋,徐政,田文举. 经济增长、能源消耗、金融发展对碳排放的影响:基于金砖四国的实证研究[J]. 重庆工商大学学报(社会科学版), 2018, 35(1): 42 - 49.

[11] 宋健,赵怡芳. 京津冀能源消费碳排放分解比较研究[J]. 重庆理工大学学报(自然科学), 2018, 32(2): 141 - 148.

[12] EHRLICH P, HOLDREN J. Impact of population growth[J]. Sci, 1971, 171(3977): 1213 - 1217.

[13] ROSA E, DIERZ T. Climate change and society: speculation, construction and scientific investigation[J]. Int Sociol, 1998, 13(4): 421 - 455.

[14] DAMODAR N. Gujarati. Basic Econometrics (Fourth Edition)[M]. Boston: McGraw-Hill, 2003: 642.

[15] 中华人民共和国国家统计局. 中国统计年鉴 2005—2017[M]. 北京:中国统计出版社, 2005 - 2017.

[16] 中华人民共和国国家统计局. 中国能源统计年鉴 2005—2017[M]. 北京:中国统计出版社, 2005 - 2017.

[17] 涂华,刘翠杰. 标准煤二氧化碳排放的计算[J]. 煤质技术, 2014, 29(2): 57 - 60.

The Impact Evaluation of the Consumption of Main Types of Energy
in China on Carbon Emission Intensity Based on LSDV Estimation

WEI Ran^{1,2}

(1. Systems and Industrial Engineering Technology Research Center, Zhongyuan University of Technology, Zhengzhou 450001, China; 2. Department of Economics and Management, Zhongyuan University of Technology, Zhengzhou 450001, China)

Abstract: The data in China stats yearbooks (2015-2017) was examined to explore the impact of wasunplion of main types of energy on carbon emission intessity. The Influence of main types of energy consumption on carbon emission intensity between 2005-2017 China statistical yearbooks were evaluated with the fixed effect model based on LSDV estimation and Hausman Test. The results showed that consumptions of different types of energy had different effects on carbon emissions intensity from 2004 to 2016 in China. Five types energy consumption, coal, coke, gasoline, diesel oil, and natural gas, played positive role to the increase of carbon emission intensity. Other variables, types energr suchas crude oil consumption, fuel oil consumption, and ker- osene consumption played opposite role in carbon emission. Moreover, change of population had the most sig- nificantly favorable influence on decrease of carbon emission intensity. Unfortunately, per capita GDP and coal consumption contributed to increase the carbon emission intensity in China during the studied period.

Key words: LSDV estimation; effects evaluation; panel data; carbon emission intensity; energy consumption