

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2013.03.004

资本深化、所有制变革与中国工业碳排放^{*}

周五七^{1,2}

(1. 淮南联合大学 经济系,安徽 淮南 232038;2. 华中科技大学 管理学院,湖北 武汉 430074)

摘要:利用基于弹性测度的脱钩模型,对1998—2010年我国各省区工业碳排放与产出的脱钩关系进行测算,结果表明:中国工业整体处于相对脱钩的低碳发展阶段,但不同省区工业低碳发展进程差异较大;近年来,四大区域工业碳排放的产出弹性平稳下降,工业脱钩弹性的区域差距不断缩减。利用动态面板模型检验工业资本深化、所有制结构变革与我国工业碳排放的关系,结果表明:资本深化整体上促进了工业碳减排,而FDI显著推动了工业碳排放增长;“国退民进”的工业产权结构改革促进了工业节能减排,但民营企业比重提高所带来的减排促进效应并不显著。因此,应该保持和加强工业节能减排与结构调整政策的稳定性与连续性,并防止地方分权体制下地区工业资本扩张的环境“竞次”行为。

关键词:资本深化;所有制变革;碳排放;低碳转型;节能减排;脱钩弹性;相对脱钩;绝对脱钩;环境“竞次”行为

中图分类号:F062.2;F424.1

文献标志码:A

文章编号:1674-8131(2013)03-0018-09

一、引言

工业是中国实体经济增长的主要来源,也是能源消耗与碳排放的主体。1978—2010年,工业增加值占全国GDP总量的40.26%,但工业能源消耗和碳排放分别占全国总量的70.60%和80.04%^①,显示出高投入、高能耗、高排放、低效率的粗放式增长特征,因此工业部门的节能减排对中国经济低碳发展影响深远。自20世纪90年代中后期以来,中国政府力图通过结构调整以及节能减排,从根本上转变高能耗、高排放的粗放型工业增长方式,然而,由

于中国正处于快速城市化与工业化发展阶段,工业发展对能源与碳排放存在较强的刚性需求。根据发达国家经济发展的规律,碳排放与经济增长之间需要经历一个从相互耦合、相对脱钩到绝对脱钩的动态发展过程,在能源与碳排放约束日益刚性的背景下^②,如何减少工业碳排放,促进工业发展尽快由“相对脱钩”转变为“绝对脱钩”,对实现工业低碳转型有重要的现实意义。

已有不少文献研究了中国工业碳排放的影响因素及其减排路径,这些文献大多将工业碳排放变

* 收稿日期:2013-03-09;修回日期:2013-04-05

基金项目:淮南联合大学人文社科重点项目(WZD1101)“能源与碳排放约束下的结构转型研究”

作者简介:周五七(1974—),男,安徽枞阳人;副教授,博士研究生,在淮南联合大学经济系任教、华中科技大学管理学院学习,主要从事能源技术经济与创新管理研究,E-mail:oiotto@126.com。

① 此处所用数据均是作者整理和估算所得,有关CO₂排放估算的详细过程参见周五七(2012)。

② 中国能源消费量和CO₂排放量分别于2010年和2006年超过了美国,成为全球能源消费和CO₂排放增量最多的国家。2010年中国能源消费占全球份额为20.3%,CO₂排放占全球份额为25.1%,相关数据可浏览网站[http://www. bp. com/statistical review](http://www.bp.com/statistical-review)。

动归结于产出效应(规模效应)、结构效应(轻重工业结构)、技术进步效应、对外贸易效应等,而对这些效应背后的制度变革的作用探讨不足。实际上,自20世纪90年代中后期以来,我国先后实施了分税制改革和所有制变革。自1994年分税制改革以来,地方政府为主要由经济增长彰显的政绩而竞争,积极干预和推动本地工业化进程,加速了当地工业资本形成,形成了持续而广泛的工业资本深化(朱轶等,2010),有力促进了地方工业增长,但同时也带来了严峻的能源与环境问题。自1998年《中华人民共和国宪法(修正案)》确认多种所有制经济共同发展的基本经济制度以来,以“国退民进”及外资进入为特征的所有制变革促进了多种所有制形式的工业经济蓬勃发展,显然企业所有制结构对工业环境绩效也有显著影响(Earnhart et al, 2007; Lee, 2009)。那么,工业资本深化对中国工业碳排放产生了怎样的影响?“国退民进”的工业结构变革对中国工业碳排放又产生了怎样的影响?FDI进入是否加剧了中国环境恶化^①?本文试图对上述问题进行计量检验。

在现有文献中,对工业碳排放影响因素的研究,主要有以指数分解法与结构分解法为代表的解析研究(Ang et al, 1998; Liu et al, 2007; 陈诗一等, 2010)和基于时间序列数据与面板数据的计量检验(李小平等, 2010; 何小钢等, 2012)。工业碳排放动因的解析研究日臻成熟,但是,其所考察的因素具有局限性,有些因素难以纳入分解模型,比如经济发展水平与碳排放之间可能存在的二次关系。多元计量分析可以弥补解析研究的不足,且碳排放解析研究在变量选取、研究假设提出与研究结果对比等方面,也为碳排放动因的计量模型检验奠定了基础。考虑到时间序列分析易受结构性突变因素的影响,面板数据分析能较好地克服这一缺陷,还能扩大样本容量,控制样本的个体异质性,减少变量之间的多重共线性,从而提高估计结果的有效性和可靠性,本文依据1998—2010年中国省际工业面板数据,利用SYS-GMM估计方法,着重研究地方分

权体制背景下的工业资本深化和工业产权结构变革对工业碳排放的影响,并就体制性因素对工业低碳转型的影响进行深入剖析。

二、中国工业低碳转型的阶段性特征

1. 模型与数据

脱钩理论认为,低碳经济是在保持适度经济增长的前提下,实现能源消耗、碳排放与经济增长逐步脱钩的过程。若碳排放随经济增长而同等幅度甚至更大幅度增长,表明两者之间存在耦合关系;若碳排放不随经济增长而同等幅度增加甚至还会减少,表明经济增长与碳排放存在脱钩关系,前者称为相对脱钩,后者称为绝对脱钩。现有文献对脱钩关系的划分及测度不完全相同,主要有脱钩指数分析法、综合评价法和脱钩弹性分析法。

脱钩模型早期用于评估资源消耗与经济增长之间的关系,在OECD(2002)提出环境压力与经济增长脱钩评估模型后,被广泛用于环境与经济增长关系评价,但是该模型只能识别脱钩与非脱钩,不能区分绝对脱钩与相对脱钩;Vehmas等(2003)提出基于产出规模、污染排放及单位GDP排放强度三个指标变化量的综合评价模型,把环境压力与经济增长关系划分为脱钩与复钩两类;Tapio(2005)提出基于环境压力对经济增长响应弹性的脱钩模型,对脱钩关系做了更加详细而富有弹性的分类,并可在模型中引入一些中间变量对脱钩弹性进行因果链式分解,进一步分析脱钩关系变动的原因,在相关实证研究中得到了广泛应用。本文采用脱钩弹性模型对中国工业碳排放与工业增长的脱钩关系进行考察,脱钩弹性模型与脱钩评价标准如表1所示。

由于相关的统计年鉴对能源消费采用全部工业企业统计口径,而对工业产出采用规模工业企业统计口径,为了避免统计口径的不一致对测度结果的影响,本文参照陈诗一(2011)的数据处理技术,将地方工业产出由规模工业企业口径调整至全部工业企业口径。由于投入中包含中间投入性质的

^① 中国工业所有制变革沿着存量调整与增量改革两条路径展开:一方面,国有工业部门逐步从一般竞争性行业退出,私营工业企业快速成长,李永友等(2008)认为国有企业比重越大环境质量越低, Talukdar等(2001)认为私有经济更有助于环境保护;另一方面,随着国有工业部门从一般竞争性行业退出,FDI大量进入工业部门,在中国式分权体制下,为了吸引FDI进入,地方政府之间可能存在以环境“竞次”为特征的“破坏性竞争”(Kunce et al, 2006)。

能源,因此,选取工业总产值来代表工业期望产出,非期望产出以工业 CO₂ 排放表示,工业 CO₂ 排放数据估算方法及估算过程可参见周五七(2012)。需要说明的是,本文基于实际生产者原则来估算各地

电力碳排放,并非按终端消费原则将火电生产释放的碳排放分摊到终端电力消费地,相关数据来源于《中国工业经济统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国统计年鉴》和《中国经济普查年鉴》。

表1 环境压力与经济增长脱钩关系与评价标准

类型	状态	判定标准		
		$c = \frac{\Delta CO_2}{CO_2}$	$y = \frac{\Delta GDP}{GDP}$	$E(c, y) = \frac{c}{y}$
脱钩	强脱钩	$c \leq 0$	$y > 0$	$E \leq 0$
	弱脱钩	$c > 0$	$y > 0$	$0 < E < 0.8$
	衰退脱钩	$c < 0$	$y < 0$	$E \geq 1.2$
负脱钩	扩张负脱钩	$c > 0$	$y > 0$	$E \geq 1.2$
	强负脱钩	$c \geq 0$	$y < 0$	$E \leq 0$
	弱负脱钩	$c < 0$	$y < 0$	$0 < E < 0.8$
连结	扩张连结	$c > 0$	$y > 0$	$0.8 < E < 1.2$
	衰退连结	$c < 0$	$y < 0$	$0.8 < E < 1.2$

资料来源:Tapio(2005)

由于不同品种的能源碳排放系数存在差异,不同地区的工业能源消费结构也有差异,为减少估算误差,本文选取《中国能源统计年鉴》所提供的各部门全部 19 种细分能源的终端消费量,这 19 种细分能源包括原煤、洗精煤、其他洗煤、型煤、焦炭、原油、汽油、煤油、柴油、燃料油、液化石油气、炼厂干气、焦炉煤气、其他煤气、天然气、其他石油制品、其他焦化制品、电力和热力,均按标准煤折合系数折算为万吨标准煤。

2. 测度结果

根据 1998—2010 年我国 30 个省区工业碳排放与总产值的年平均变化率^①,省际工业碳排放与产出脱钩关系测度结果如表 2 所示。从中易发现,只有北京市工业碳排放与产出处于绝对脱钩,这与近年来北京市内重工业工厂向周边地区外迁及严格的环境管制有关;山东、湖南、内蒙古、宁夏、新疆等地工业碳排放与产出处于扩张连结状态,海南、福

建、云南处于扩张负脱钩,这些省区工业碳排放与产出均尚未脱钩;其他省区均处于相对脱钩阶段。

进入 21 世纪以来,我国先后实施了西部大开发战略、东北老工业基地振兴计划和中部崛起战略,逐渐完成了从沿海到内地、从边缘到中心、从非均衡发展到均衡发展的区域经济发展战略变迁,促进了四大经济区域^②的协调发展。四大区域工业碳排放与产出脱钩趋势如图 1 所示,东部工业碳排放与产出脱钩弹性平稳地趋于下降;东北工业碳排放与产出的脱钩弹性急剧下降,由扩张性负脱钩转为相对脱钩;中部与西部相继经历了一个从强负脱钩、扩张性负脱钩到相对脱钩的动态变化过程。从图中易发现,在“十一五”期间(2006—2010 年),四大区域工业碳排放与产出均处于比较平稳的相对脱钩状态,没有出现此前大起大落的情形,且四大区域之间的差距呈现出不断缩减的趋势,表明这一时

① 不包括港、澳、台地区;由于西藏自治区的工业经济统计数据缺失严重,也未纳入样本范围。

② 本文参照最近几年《中国统计年鉴》关于中国四大经济区域的划分,东部包括北京、天津、上海、浙江、江苏、河北、山东、福建、广东、海南 10 省(市),中部包括河南、山西、安徽、湖北、湖南、江西 6 省,东北包括黑龙江、吉林、辽宁 3 省,西部包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、西藏 12 省(区、市),本文西部地区未含西藏。

期的节能减排政策对工业低碳转型整体上起到了较为明显的促进作用。

表2 1998—2010年我国30省区工业碳排放对产出的脱钩弹性分析

地区	c	y	E	状态	地区	c	y	E	状态
北京	-0.002	0.102	-0.023	强脱钩	辽宁	0.073	0.113	0.645	弱脱钩
天津	0.076	0.157	0.487	弱脱钩	吉林	0.075	0.136	0.550	弱脱钩
上海	0.035	0.042	0.831	弱脱钩	黑龙江	0.025	0.154	0.164	弱脱钩
河北	0.110	0.175	0.631	弱脱钩	内蒙古	0.147	0.168	0.876	连结
山东	0.135	0.149	0.908	连结	重庆	0.058	0.132	0.435	弱脱钩
江苏	0.096	0.169	0.565	弱脱钩	四川	0.071	0.173	0.411	弱脱钩
浙江	0.097	0.122	0.797	弱脱钩	广西	0.093	0.119	0.782	弱脱钩
广东	0.094	0.170	0.553	弱脱钩	云南	0.177	0.125	1.418	负脱钩
福建	0.140	0.048	2.894	负脱钩	陕西	0.104	0.204	0.509	弱脱钩
湖南	0.091	0.099	0.913	负脱钩	贵州	0.077	0.186	0.415	弱脱钩
安徽	0.052	0.161	0.323	弱脱钩	宁夏	0.179	0.153	1.174	连结
江西	0.090	0.120	0.751	弱脱钩	青海	0.092	0.155	0.592	弱脱钩
河南	0.128	0.167	0.762	弱脱钩	甘肃	0.086	0.155	0.555	弱脱钩
湖北	0.063	0.135	0.466	弱脱钩	新疆	0.110	0.114	0.963	连结
山西	0.084	0.170	0.496	弱脱钩	海南	0.114	0.087	1.309	负脱钩

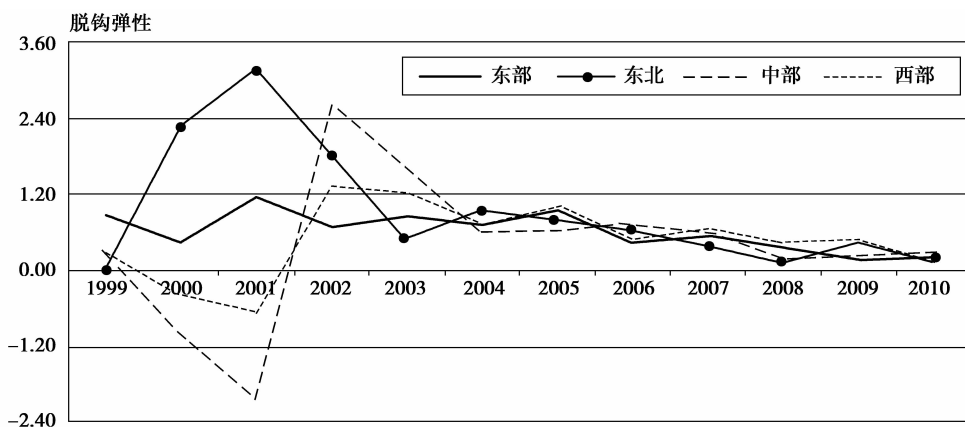


图1 四大区域工业碳排放与产出脱钩变迁

三、资本深化与产权结构变革对工业碳排放的影响

1. 模型与方法

工业碳排放是一个动态的持续累积过程,本期工业碳排放不仅受当期工业产量的影响,还受前期生产模式、技术变革、结构调整等因素的滞后影响,具有明显的动态变化特征。在计量经济学研究中,处理这种动态滞后影响的方法通常是在方程中加入被解释变量的滞后项作为解释变量。但是,这种

处理方法会导致解释变量与随机扰动项相关,产生解释变量的内生性问题,此时,随机效应估计量和混合截面 OLS 估计量是有偏的。为减少估计偏误,通常采用工具变量法 (IV) 及广义矩估计方法 (GMM),当被估计方程存在异方差、序列相关和内生性时,广义矩估计法 (GMM) 比工具变量法 (IV) 更为有效。鉴于上述考虑,本文利用中国省际工业面板数据,建立如下动态面板模型,就工业资本深化与产权结构变革对工业碳排放的影响进行 GMM 参数估计:

$$CE_{i,t} = c + \alpha_1 CE_{i,t-1} + \alpha_2 CPD_{i,t} + \alpha_3 FDI_{i,t} + \alpha_4 GRP_{i,t} + \alpha_5 GRPS_{i,t} + \alpha_6 PRC_{i,t} + \alpha_7 DEAST + \alpha_8 DTIME + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i,t 分别表示截面、时间维度, η 表示各截面个体效应, ε 是残差项。 CE 代表工业 CO_2 排放量, GRP 代表各地实际人均收入,均取其自然对数值,为考察 CO_2 排放与人均收入之间可能存在的非线性关系,人均收入平方项($GRPS$)也包含在模型中。 CPD 代表工业资本深化^①,用资本—劳动比来表示,以工业固定资产净值年平均余额作为工业资本存量的近似估算,用各地固定资产投资价格指数将其平减为1998年的可比价值,劳动投入以各地工业从业人员的年平均人数表示。 FDI 表示外商直接投资企业比重,以外商投资和港澳台商投资工业企业产值占工业总产值比重表示。为避免多重共线性问题,分模型引入国有企业比重(SOE)和私营企业比重(PRV),分别以国有及国有控股工业企业产值比重、私营工业企业产值比重表示。 PRC 代表能源价格水平,用以1998年为基期的燃料动力价格指数作近似替代。 $DTIME$ 是时间虚拟变量,在实证分析中以 $D2001$ 表示,2001年后取值1,其余年度取值0,以检验加入WTO对中国工业碳排放的影响;此外,为检验工业碳排放的地区差异,我们还在模型中引入地区虚拟变量($DEAST$),东部省区赋值为1,其他省区赋值为0。

GMM估计分为差分GMM估计(DIF-GMM)和系统GMM估计(SYS-GMM)。DIF-GMM估计仅将差分项作为工具变量,存在小样本估计偏误问题,Arellano等(1995)及Blundell等(1998)提出SYS-GMM估计方法,引入水平方程的工具变量,将差分方程与水平方程作为一个系统进行GMM估计,提高了估计结果的有效性与一致性,估计结果也比混合截面OLS估计和固定效应模型(FE)更为可靠。为了检验模型的稳健性及SYS-GMM估计结果的可靠性,我们利用SYS-GMM方法做实证检验,同时还使用混合截面OLS和固定效应(FE)模型进行动态估计,并对三者的估计结果进行比较分析。

SYS-GMM估计有一步估计与两步估计,在有限样本条件下,SYS-GMM的一步估计法存在过度拒绝工具变量有效性的倾向,而SYS-GMM两步估计法存在参数估计值标准误差严重向下偏误的问题。相对而言,SYS-GMM一步估计的结果更为可靠,因此,本文采用SYS-GMM一步估计法。为了验证SYS-GMM估计中工具变量选择的有效性,利用Sargan检验来判断是否存在过度识别约束。由于上述动态回归以差分误差项无序列相关为假设前提,故还需要检验差分误差项的序列相关性。此外,为了增强动态面板模型回归结果的可信度,同时给出了有关模型整体拟合显著性的Wald检验结果。

2. 实证分析

为考察计量模型可能存在的多重共线性问题,我们对解释变量进行了Pearson相关系数检验,检验结果如表3所示,主要解释变量之间的相关系数大多在0.1~0.3之间,表明这些变量的共线性问题较弱,对模型估计结果的影响较小;外商投资企业比重(FDI)与国有企业比重(SOE)及外商投资企业比重(FDI)与人均收入(GRP)之间的相关系数较高,但方差膨胀因子均小于5,可以认为模型的多重共线性问题并不严重。为减小模型多重共线性影响,我们对于外商投资企业比重(FDI)、国有企业比重(SOE)及私营企业比重(PRV)采取分模型回归,其中,模型(4)以国有企业比重(SOE)代替外商投资企业比重(FDI),模型(5)以私营企业比重(PRV)代替国有企业比重(SOE)。

表3 各解释变量的Pearson相关系数

	FDI	CPD	SOE	PRV	PRC	GRP
FDI	1.000 0					
CPD	-0.020 4	1.000 0				
SOE	-0.645 0	0.134 9	1.000 0			
PRV	0.105 6	0.346 9	-0.317 9	1.000 0		
PRC	0.186 4	0.221 2	-0.200 1	0.297 6	1.000 0	
GRP	0.759 4	0.326 5	-0.650 3	0.364 7	0.326 9	1.000 0

①资本深化有资本—劳动比和资本—产出比两种衡量指标,本文根据马克思主义经济学中资本积累与资本有机构成提高的理论观点,使用资本—劳动比来表征资本深化水平。另外,由于资本—产出比的变化具有明显的顺周期性特征(袁志刚等,2001),即在排除外部冲击的情形下,资本—产出比是大致不变的,因此,此处使用资本—劳动比来表征资本深化水平能更好地反映工业技术进步。

表4 动态面板数据模型估计结果及稳健性检验

解释变量	因变量: <i>CE</i>					
	(1) OLS	(2) FE	(3) GMM	(4) GMM	(5) GMM	(6) GMM
一阶滞后项	0.973 3*** (0.011 9)	0.636 8*** (0.039 5)	0.736 4*** (0.044 5)	0.781 7*** (0.048 2)	0.736 7*** (0.044 5)	0.841 8*** (0.043 3)
<i>CPD</i>	-0.003 7** (0.001 6)	-0.003 5 (0.002 7)	-0.0083** (0.003 8)	-0.009 0** (0.003 9)	-0.007 4** (0.003 8)	-0.017 6*** (0.006 6)
<i>FDI</i>	0.000 4 (0.000 6)	0.002 8** (0.001 3)	0.005 2*** (0.001 7)		0.005 0*** (0.001 7)	0.004 4*** (0.001 4)
<i>SOE</i>				0.004 3** (0.002 2)		
<i>PRV</i>					-0.002 4 (0.002 2)	
<i>GRP</i>	0.800 8** (0.319 3)	1.667 8** (0.422 9)	2.005 0** (0.827 7)	2.484 9** (0.958 3)	2.222 4** (0.859 5)	2.439 2** (0.596 0)
<i>GRPS</i>	-0.043 7*** (0.016 9)	-0.074 9*** (0.022 3)	-0.096 6** (0.043 1)	-0.115 9** (0.049 3)	-0.106 2** (0.443 7)	-0.122 7*** (0.031 6)
<i>PRC</i>	0.082 9 (0.0674)	0.046 9 (0.068 5)	0.016 6 (0.075 6)	0.067 7 (0.074 7)	0.018 4 (0.075 6)	-0.078 9 (0.075 2)
<i>DEAST</i>	0.007 7 (0.025 4)		-0.482 1*** (0.161 7)	-0.332 7** (0.168 6)	-0.476 6*** (0.161 8)	-0.264 7** (0.103 7)
<i>D2001</i>	0.111 4*** (0.021 4)	0.083 8*** (0.024 3)	0.072 9*** (0.025 2)	0.094 6*** (0.025 6)	0.084 0*** (0.026 8)	0.097 3*** (0.023 9)
常数项	-3.473 4** (1.484 8)	-5.794 9*** (1.949 9)	-7.701 5** (3.893 1)	-11.111 9** (4.721 6)	-8.881 3** (4.086 3)	-10.210 5*** (2.812 0)
F(Wald)Test	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
AR(1)			0.005 7	0.006 7	0.006 1	0.050 5
AR(2)			0.084 6	0.115 6	0.086 4	0.341 4
Sargan Test			0.056 1	0.068 3	0.063 2	0.504 5
样本观测数	360	360	360	360	360	132
工具变量个数			84	84	85	84

注:(1)***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,系数下括号内的值为标准差;(2)Wald检验、AR(1)和AR(2)检验、Sargan检验结果报告的是相关统计量对应的P值;(3)列(2)是模型固定效应估计结果,地区虚拟变量被STATA软件自动过滤掉。

为稳健起见,表4同时报告了动态面板模型的混合截面OLS估计、固定效应(FE)估计及SYS-GMM参数估计结果。从检验结果来看,Sargan检验支持了模型中工具变量选取是有效的;AR(1)与AR(2)检验显示差分误差项一阶序列相关而二阶序列不相关,表明模型残差项不存在序列相关;联合显著性Wald检验拒绝对解释变量系数为0的原

假设,表明模型整体拟合效果较好。一般而言,对于方程右边被解释变量的一阶滞后项估计值,混合OLS存在高估倾向,固定效应(FE)存在低估倾向,若SYS-GMM估计值介于两者之间,表明SYS-GMM的估计是可靠有效的(Bond等,2001)。从表4中可看出,SYS-GMM的估计值(0.74)介于混合OLS估计值(0.97)和固定效应估计值(0.64)之间,说明

SYS-GMM 估计结果没有因弱工具变量问题而产生严重偏误,因此,下面的分析均是基于 SYS-GMM 估计结果。

表 4 结果显示,被解释变量一阶滞后项的估计值均显著为正,表明上期工业碳排放对下期碳排放有显著滞后影响,这与工业结构调整与技术变革的滞后效应相适应。因此,尽早实施节能减排与结构调整,以免“碳锁定”对工业低碳转型的阻碍作用。工业资本深化(CPD)的估计值显著为负,表明资本深化对工业碳减排有促进作用。本文选用的指标不是基于资本规模变动的资本存量指数,而是选用了能体现技术进步的资本有机构成。资本深化虽然导致高耗能、高排放的钢铁、水泥和化工等重工业快速发展,但同时也促进了工业生产装备水平的提高和工业技术进步,在一定程度上抵消了资本规模扩张的碳排放效应。外商投资企业比重(FDI)的估计值显著为正,表明 FDI 促进了工业碳排放增加。因此,为预防地方政府在招商引资中的环境“竞次”行为可能带来的环境损害,加强对 FDI 进入的产业引导与环境规制是必要的。

同时,分析表明国有产权比重(SOE)与工业碳排放显著正相关。国有(控股)企业大多存在严重的委托—代理问题,且多数享有行业垄断优势,缺乏采取清洁生产和改进能源效率的动力,在 GDP 导向的官员政绩考评机制下,地方政府对本地国有经济的公共环境责任往往监管不力甚至相互串谋;同时,国有产权严重的行政归属化使当地政府容易操纵国有企业,而在政绩导向的地方行政干预甚至地方保护下,可能使国有企业的环境约束软化。因此,国有(控股)企业从一般竞争性行业退出,有利于工业节能减排。为了进一步考察“国退民进”现象对工业碳排放的影响,以私有产权比重(PRV)替代国有产权比重(SOE),其参数估计值为负,但在统计上不显著。一般而言,私营企业节能意识与资源配置效率较高,但私营企业多集中于劳动密集型工业行业,普遍存在投资规模偏小与技术水平偏低的问题,这在一定程度上限制了其碳减排效应的发挥。

从其他解释变量来看,人均收入参数估计值显著为正,人均收入二次项的参数估计值显著为负,

表明工业碳排放与人均收入水平之间存在倒 U 型曲线关系,验证了中国工业碳排放符合“环境库兹涅茨曲线(EKC)”的假说^①。因此,工业低碳发展并非不可实现,也非一蹴而就,工业节能减排必须在经济发展中逐步解决。能源价格(PCR)对工业碳排放的作用不显著,中国能源市场化改革滞后,能源价格机制尚不健全,能源消费对能源价格变动敏感性较低,碳排放系数高的煤炭仍然是工业大量使用的廉价能源。因此,能源市场化改革对碳减排的促进作用尚有很大的拓展空间。时间虚拟变量(D2001)估计系数显著为正,表明中国加入 WTO 及新一轮重工业化以来,工业碳排放比以前有显著增加。地区虚拟变量(DEAST)的参数估计值显著为负,表明东部相对于其他地区具有碳减排优势,这可能与东部资源匮乏、市场化程度较高、国企产权界定更为清晰、地方政府对市场的行政干预更少等因素有关。

为了进一步检验模型的稳健性,在表 4 最后一列中,我们按照 2010 年各省区工业企业总产值由高至低进行排序,取排名前 11 位的主要工业省区为样本进行回归,所有解释变量的估计系数符号及其显著水平没有重大变化。综合所有模型估计结果来看,通过调整模型中的控制变量及样本范围,主要解释变量的估计系数符号及其显著性没有发生重大改变,说明模型整体上有良好的稳健性,估计结果比较可靠。

四、结论与政策含义

在工业化、城市化及全球应对气候变化的国内外发展背景下,中国正在进行的工业发展方式转变以及工业节能减排,为工业碳排放与碳减排的经济学研究提供了良好的样本。中国工业低碳转型是在一个典型的非均质发展中大国背景下进行的,不同地区的工业低碳转型进程与特征存在差异,工业资本深化、所有制变革对工业碳排放产生了深刻影响,本文对此进行了实证分析,主要得到以下结论与启示。

从各地工业碳排放与产出脱钩进程来看,不同

^① 污染排放水平随人均收入增加先增加而后减少,这种变化现象与 Kuznets(1955)提出的收入分配不公与经济发展水平之间的倒 U 型曲线关系相似,故将其称为环境库兹涅茨曲线(Environmental Kuznets Curve, EKC),Wagner(2008)将碳排放与人均收入之间的这种倒 U 型关系称为碳库兹涅茨曲线(Carbon Kuznets Curve, CKC)。

省区的工业低碳发展进程差异较大;自“十五”后期以来,四大区域工业碳排放的产出弹性平稳下降,工业脱钩弹性的区域差距不断缩减,中国工业整体上进入了一个“相对脱钩”的低碳发展阶段;但是,中国正处于快速城市化与工业化发展阶段,工业发展对能源与碳排放存在较强的刚性需求,扩张性复钩的压力依然存在。今后,应该保持和加强工业节能减排与结构调整政策的稳定性与连续性,加快转变工业经济发展方式,防止工业能耗、碳排放对产出的脱钩反弹,使工业低碳转型尽快从“相对脱钩”进入“绝对脱钩”阶段。

从资本深化对工业低碳转型的影响来看,资本深化整体上促进了工业碳减排。虽然资本深化有利于技术引进与技术进步,促进技术减排效应的发挥,但是,必须考虑中国特色分权体制下地方政府对工业资本形成的影响。由于地方政府存在政绩竞争,基础设施建设与工业资本投资是地方政府在“标尺竞争”中胜出的捷径,在地方政府投资扩张冲动推动本地工业资本不断深化,促进地方工业经济增长的同时,有可能在局部地区产生能源与环境问题。要防范部分地方工业资本深化过快带来的环境压力,必须加强对工业资本投入的环境绩效管理,改革地方政府政绩考核机制,预防和约束地方政府的环境“竞次”行为。

从工业产权结构变革对工业低碳转型的影响来看,外资企业比重增加显著推动了工业碳排放增长,“国退民进”的工业产权结构改革促进了工业节能减排,但民营企业比重提高所带来的减排促进效应并不显著。因此,对FDI的引入,不能只看短期的经济效益,应加强产业引导和环境规制,避免高能耗、高污染企业的进入;要进一步建立健全国有企业的现代企业制度,明晰国有产权的功能与责任,真正实现政企分开,削弱地方政府对国有企业的行政干预及其干预下的国企过度扩张;要加强对环境友好型民营企业的财政与金融支持。总之,应通过市场手段激励企业节能减排,提高各类企业节能减排的自主性与自觉性,使不同产权性质的企业不仅愿意成为节能减排的实践者,更要使其成为节能减排的实际受益者。

参考文献:

陈诗一,严法善,吴若沉. 2010. 资本深化、生产率提高与中国

二氧化碳排放变化:产业、区域、能源三维结构调整视角的因素分解分析[J]. 财贸经济(12):111-119.

陈诗一. 2011. 中国工业分行业统计数据估算:1980—2008 [J]. 经济学(季刊),10(3):735-776.

何小钢,张耀辉. 2012. 中国工业碳排放影响因素与CKC重组效应:基于STIRPAT模型的分行业动态面板数据实证研究[J]. 中国工业经济(1):26-35.

李小平,卢现祥. 2010. 国际贸易、污染产业转移和中国工业CO₂排放[J]. 经济研究,45(1):15-26.

李永友,沈坤荣. 2008. 我国污染控制政策的减排效果:基于省际工业污染数据的实证分析[J]. 管理世界(7):7-17.

袁志刚,宋铮. 2001. 高级宏观经济学[M]. 上海:复旦大学出版社.

周五七. 2012. 中国工业能源碳排放面板数据估算:1998—2010年[J]. 西部论坛,22(3):68-77.

朱轶,吴超林. 2010. 中国工业资本深化的区域特征与就业效应:兼论分权体制下资本深化态势的应对[J]. 南开经济研究(5):125-139.

ANG B W, ZHANG F Q, CHOI K H. 1998. Factorizing Changes in Energy and Environmental Indicators through Decomposition [J]. Energy,23(6):489-495.

ARELLANO M, BOVER O. 1995. Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error Component Models [J]. Journal of Econometrics,68(1):29-51.

BLUNDELL R, BOND S. 1998. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models [J]. Journal of Econometrics,87(1):115-143.

BOND S R, HOEFFLER A, TEMPLE J. 2001. GMM Estimation of Empirical Growth Models [R]. CEPR, Discussion Paper No. 3048.

EARNHART D, LIZAL L. 2007. Direct and Indirect Effects of Ownership on Firm-level Environmental Performance [J]. Eastern European Economics,45(4):66-87.

KUNCE M, SHOGREN J. 2006. Destructive Inter-jurisdictional Competition: Firm, Capital and Labor Mobility in a Model of Direct Emission Control [J]. Public Administration Review, 68: 685-708.

KUZNETS S. 1955. Economic Growth and Income Inequality [J]. American Economic Review,45(1):1-28.

LEE M P. 2009. Does Ownership Form Matter for Corporate Social Responsibility? A Longitudinal Comparison of Environmental Performance between Public, Private, and Joint-venture Firms [J]. Business and Society Review,114(4):435-456.

LIU L C, Fan Y, WEI Y M. 2007. Using LMDI Method to Analyze the Change of China's Industrial CO₂ Emissions from

- Final Fuel Use: an Empirical Analysis [J]. *Energy Policy*, 35:5892-5900.
- OECD. 2002. Indicators to Measure Decoupling of Environmental Pressures for Economic Growth [R]. Paris:OECD.
- TALUKDAR D, MEISNER M C. 2001. Does the Private Sector Help or Hurt the Environment? Evidence from Carbon Dioxide Pollution in Developing Countries [J]. *World Development*, 29(5):827-840.
- TAPIO P. 2005. Towards a theory of decoupling: Degrees of decoupling in the EU and the case of road traffic in Finland between 1970 and 2001 [J]. *Transport Policy*, 12(2): 137-151.
- VEHMAS J, KALVOOJA J, LUUKANEN J. 2003. Global Trends of Linking Environmental Stress and Economic Growth [R]. Turku:Finland Futures Research Centre.
- WAGNER M. 2008. The Carbon Kuznets Curve: A Cloudy Picture Emitted by Bad Econometrics? [J]. *Resource and Energy Economics*, 30(3): 388-408.

Capital Deepening, Ownership Reform and Industrial Carbon Emissions in China

ZHOU Wu-qi^{1,2}

(1. School of Economics, Huainan United University, Anhui Huainan 232038, China;

2. School of Management, Huazhong University of Science and Technology, Hubei Wuhan 430074, China)

Abstract: With the decoupling model based on elasticity analyses, this paper estimates the decoupling relationship between the industrial carbon emission and industrial growth for each province and municipality of China from 1998 to 2010. The results show that Chinese industry is currently in a relatively decoupling stage for low-carbon development, however, there is big difference in industrial low-carbon development between different provinces and municipalities, that in four regions, the output elasticity of industrial carbon emission is smoothly declining while the regional difference of industrial decoupling elasticity is constantly shrinking. Dynamic panel models are used to examine the relationship between capital deepening, industrial ownership reform and industrial carbon emissions, and the empirical results indicate that capital deepening overall promotes industrial carbon emission, however, FDI significantly boosts industrial carbon emission growth, that industrial equity structure reform with “state-owned enterprises retreat but private enterprises advance” promotes the energy conservation and emission reduction, but the raising of private enterprises proportion does not bring obvious effect on emission reduction. Thus, China should keep and enhance energy conservation and emission reduction and the stability and continuity of structural adjustment policy and avoid environmental “race to the bottom” behaviors of industrial capital expansion under the system of decentralization.

Key words: capital deepening; ownership reform; carbon emission; low-carbon transition; energy conservation and emission reduction; decoupling elasticity; relatively decoupling; absolutely decoupling; environmental “race to the bottom” behavior

CLC number: F062.2; F424.1

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2013)03-0018-09

(编辑:夏冬;段文娟)