

## 环境规制、能源供需结构与工业污染

安瑶 张林\*

**摘要:** 山西省作为煤炭生产和消费大省,其环境问题也日益凸显。本文基于主成分分析,采用完全修正一般最小二乘法及协整分析方法对山西省的时间序列数据进行回归分析。结果表明,山西省煤炭供需结构比重越高,工业部门的污染排放强度随之增加,且煤炭生产结构对工业部门造成的环境负外部性影响要远超煤炭消费结构所带来的影响。山西省资源型经济体制改革相较于环境影响评价法的执行,对降低工业污染排放强度有更明显的刺激推动作用。具体来看,转变煤炭能源消费结构行为比转变其生产结构行为更有减少工业污染排放强度的潜力。为加快生态文明建设,实现“美丽山西”的目标,一方面要进一步扩大环境治理投资并坚定不移地执行中央政府出台的环境保护法律来直接降低工业污染排放强度;另一方面,要不遗余力地贯彻落实并深化山西省资源型经济体制改革,进一步调整产业结构,加大力度降低工业经济发展对煤炭的依赖。不断引进具有创新能力和先进生产技术水平的外商在当地投资设厂,激发市场的活力并刺激企业间竞争力,优化产品生产效率与质量,从根源解决山西省生态环境的负外部性影响。

**关键词:** 环境规制;工业污染排放强度;引致效应;煤炭供需结构

### 一、引言

回眸改革开放四十年的历程,中国经济经历了有史以来最为繁荣的高速发展,同时也见证了一个大国崛起的过程。山西省凭借其得天独厚的矿产资源禀赋和紧邻京津冀的区位优势(彭皓玥,2009),建立起中国最大的煤炭能源基地,实现了能源工业经济的腾飞。毋庸置疑,山西省的能源工业在过去的几十年里成为山西国民经济的支柱,对中国经济的建设与发展作出了巨大贡献。据统计,山西省工业总产值约有四成依靠能源工业,并且地区生产总值

\*安瑶,香港城市大学能源与环境学院,邮政编码:999077,电子信箱:yaoan2@cityu.edu.hk;张林(通讯作者),香港城市大学能源与环境学院,邮政编码:999077,电子信箱:l.zhang@cityu.edu.hk。

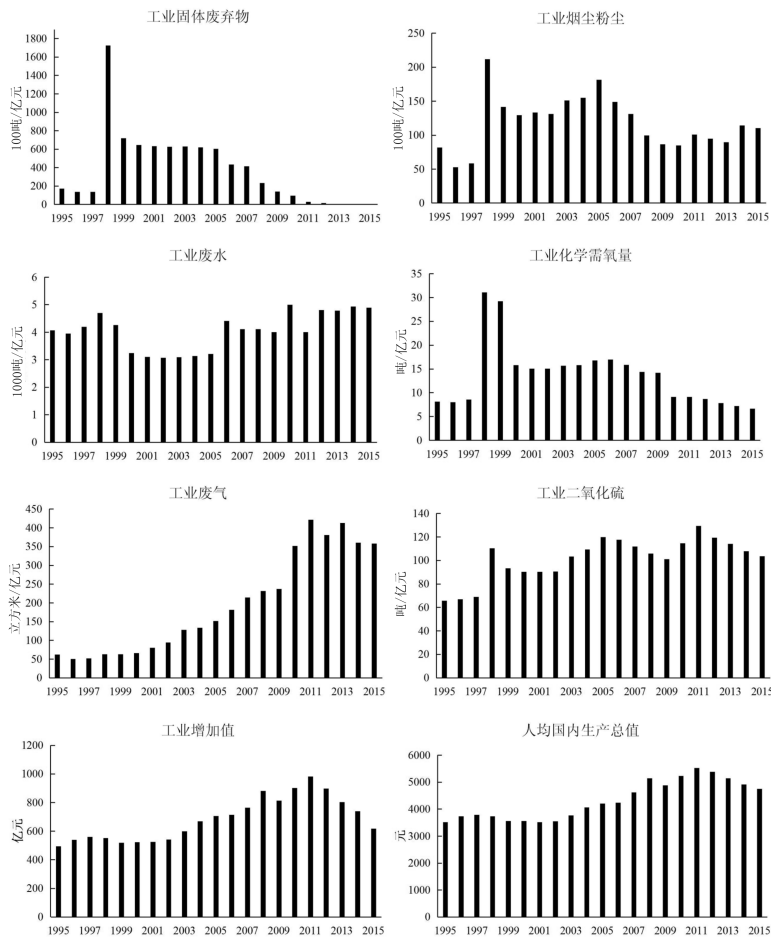
本文系香港研究资助局项目“Climate Change, Green City and Economic Growth”(CityU21603917)的阶段成果。感谢匿名审稿专家的修改建议,文责自负

的40%来源于能源工业的贡献(国家统计局,2010)。自新中国成立至21世纪前十年结束,山西省总采煤量突破120亿吨,占全国煤炭生产总量四分之一以上,位居全国前列。其中四分之三的外调煤炭辐射面覆盖全国的26个省市自治区,有利地支援了全国各地的经济建设与发展(山西省统计局,2009)。2001-2012年,山西省迎来煤炭产业发展的“黄金十年”,煤炭产量年均增速高达11.5%(国家统计局能源统计司,2013),一煤独大的经济格局由此形成。可以看出,山西省在保障中国能源安全中发挥着举足轻重的作用。山西省不仅在能源供应侧作为中国重要的煤炭生产基地,同时也因为发展能源主导的重工业经济,在需求侧也奠定了能源消费大省的地位。2002-2012年,山西省年均煤炭消费量达2.98亿吨,在同期全国年均煤炭消费中占比8.6%(国家统计局,2013)。

然而,在资源依赖型区域,资源的开采和利用过程如果不加节制势必会造成环境污染、资源枯竭和生态系统不堪重负远超出其承载力等一系列负外部效应(崔满红、李海生,2012)。近十几年来山西省的空气、水质、土壤污染等一系列生态环境问题逐渐凸显。据中国科学院《2003年中国可持续发展战略报告》统计,山西省“环境支持系统”指标排名全国倒数第二。2004年,在国家环保局公布的全国污染最严重的十大城市中,山西省占了三个之多。作为中国资源型区域的代表,山西省的生态环境问题不断引起了社会各界的关注,并成为学者研究中国资源型区域环境问题的范例(张复明、景普秋,2006;刘淑清,2012)。然而现有文献中关于山西省污染的研究,多集中于经济增长对环境污染的影响(闫新华、赵国浩,2009;柴莎莎等,2011;崔峰、韩晓敏,2014)以及煤炭生产、经济增长和环境污染间的关系(齐晓燕、郭丕斌,2013)。因此,本文试图扩充对山西省环境污染的研究深度,综合探究山西省煤炭的生产与消费以及其他驱动因素对工业污染排放强度的影响程度,并着重分析环境规制对煤炭生产与消费的结构调整引致的工业污染长期变动情况,以期改善生态环境质量,实现中国在国际气候会议的承诺提供理论依据与政策建议。

关于治理生态环境的相关环境规制,2002年10月通过并于2003年9月1日起施行的《中华人民共和国环境影响评价法》是中国环保立法的一次历史性突破,规定一系列发展规划以及项目建设都要执行“先评价,后建设”。该法律所涉及的环境影响评价包含自然资源、能源的开发利用以及工、农、牧、旅游等产业,几乎涵盖了国民经济活动的大部分领域。2007年,十七大报告中首次提出生态文明建设的概念,从此这一理论创新作为一项重大的战略主张不断朝制度化、法律化、规范化方向发展。另一方面,有关山西省资源型经济的转型,国家发改委在2010年12月经国务院同意,批复设立山西省作为中国第一个全省域、全方位、系统性的资源综合改革配套试验区。并在2012年8月正式批复《关于印发山西省国家资源型经济转型综合配套改革试验总体方案的通知》。“总体方案”明确了其转型改革的总体要求、主要任务以及主要措施,旨在实现资源节约型和环境友好型社会,保障和改善民生,促进城乡一体化

发展。之后,国务院以及地方政府又顺应国家“十三五”规划,以及经济发展新常态的背景,相继出台一系列加强并促进山西资源经济转型发展的意见和规划。因此,本文推断山西省煤炭的开采和利用对于工业污染物的长期影响在 2003 年或 2012 年会由于政府出台的相应规制而产生显著的结构变动,即在一定程度上缓解对环境的负外部性影响,降低工业污染排放。



注:数据来源于 1996-2016 年的《中国环境统计年鉴》和《中国统计年鉴》。

图 1 山西省各类工业污染排放强度、工业增加值、人均国内生产总值变化趋势

图 1 反映了山西省固体废弃物、烟尘粉尘、废水、化学需氧量、废气和二氧化硫六类工业污染物在近 21 年来随时间变化的趋势。可以直观地看出不同工业污染物排放强度变化在时间上表现出异质性。本文认为国家政府出台的相关政策对工业污染物产生了不同的影响。如图 1 所示,在所选取的六类污染物中,除工业废气排放强度随时间持续增长外,其他工业污染排放强度都有明显的下降趋势。工业固体废弃物和化学需氧量污染排放强度在 1998 年出现急剧上升之后,有一个明显回落,随后不断下降,尤其在 2003、2012 年下降速度相较于其他年份明显加快。工业烟尘粉尘、废水和二氧化硫污染排放强度在 1998 年激增后逐年回落。烟尘粉尘和二氧化硫污染排放强度在 2003 年后尽管波动,但总体呈下降趋势。废水污染排

放强度在 2003 年后呈现先下降后反弹的不断波动状况。综合来看,工业固体废弃物、烟尘粉尘、化学需氧量和二氧化硫在一定程度上受到相关政策的积极影响。

## 二、文献综述

国内外一些文献以中国为研究对象,分析了环境规制重要性以及其他长期影响环境污染排放的因素。Cole 等(2008)运用公司层面的数据验证了二氧化硫、烟尘和粉尘三类工业污染物排放的驱动因素。他们主要探讨了工业全要素生产率、研发支出、能源使用、人力资本密集度以及环境保护政策的影响。Ren 等(2014a)研究了国际贸易、外商直接投资、技术水平以及环境保护政策对中国工业部门的影响。紧接着 Ren 等(2014b)又探讨了国际贸易、技术水平以及环境保护政策对工业二氧化碳排放的影响。马丽梅和张晓(2014)运用空间计量的方法,探讨了中国 31 个省份雾霾污染的影响因素。他们得出能源消费结构的改变以及产业结构的优化是长期治理雾霾的关键。Ouyang 和 Lin(2015)用同样的方法验证了驱动中国能源相关的工业部门碳排放因素。他们认为化石能源消费、劳动力和工业增加值对碳排放的影响不明显。Xu 和 Lin(2016)研究了中国工业部门碳排放的影响因素,得出能源结构、能源效率、工业化和城镇化的影响较弱。陆旻(2009)认为政府通过适度地提高环境规制水平,可以促使污染密集型工业生产提高生产技术水平以降低污染排放,从而获得污染密集型商品的出口竞争力。Zhang 等(2011)以山西省为案例,得出了煤炭资源重组这一政策对应对能源危机、气候变化有积极作用。王书斌和徐盈之(2015)从企业投资偏好视角,得出了不同环境规制工具通过引导企业合理投资能够实现工业发展与大气污染脱钩的结论。Huang 和 Xia(2016)用空间计量经济方法分析了中国各个省份区域竞争以及异质性因素对二氧化硫、废水、废气和化学需氧量这四类污染排放强度的影响。他们认为环境保护法律以及治理环境投资等环境制度、煤炭能源消费结构、工业结构以及技术进步等一系列指标是工业污染排放强度的重要影响因素。叶金珍和安虎森(2017)认为工业中使用的大量化石能源是导致中国空气污染的主因,并建议设立“碳税”和实施以市场机制为主、适度引入行政干预的环境治理政策。国内外还有一些研究认为对外贸易开放度和外商直接投资会对生态环境造成或正或负的影响。Grossman 和 Krueger(1991)认为这种对环境污染的影响通过三种机制实现:规模效应、结构效应和技术效应。规模效应会增加产业部门污染排放,技术效应则会减少污染排放,结构效应视情况而定,如果对外贸易开放度和外商直接投资引起的产业结构变化的竞争优势来源于不同东道国的环境规制宽严程度,这种效应会增加污染排放;如果竞争优势来源于技术进步,那么结构效应就会降低污染排放。李锴和齐绍洲(2011)得出国际贸易对中国环境的影响是负面的,贸易开放会增加中国省区的二氧化碳排放量。Dean(2002)认为对外开放可以降低工业污染排放;而 Guan 等(2009)得出相反结论,认为其会增加工业污染。Shao 等

(2011)认为外商直接投资会加重工业污染,但 Kirkulak 等(2011)和 Zhang(2011)则得出会减轻工业污染的结论。

尽管目前关于中国工业污染排放强度的影响因素分析已经取得了较多研究成果,但上述文献中对于环境规制引致的煤炭生产与消费结构性变动对工业污染排放强度的影响分析仍然空缺。这一部分的研究对于测度政策执行的影响程度显然起到关键的作用。与已有的研究相比,本文的贡献主要在于:(1)对于工业污染物的选取,现有的研究更多关注的是某一个或几个污染物,但由于经济活动中各个污染物的产生和排放并不独立,相互反应、相伴产生,具有很高相关性。本文采用主成分提取法从六类工业污染物中提取了一个可以全方位反映生态环境质量的污染物排放强度指标进行研究。(2)前人主要针对煤炭等化石能源在消费过程中对环境的影响,而针对资源型区域,能源的生产过程对生态环境的影响也不容小视。因此,本文综合探讨了山西省煤炭能源行业在生产和消费经济活动中对工业污染排放的影响,并对这两方面的影响程度进行比较。(3)现有文献缺乏对不同环境规制执行前后引致的煤炭供需结构性变化对于工业污染物排放产生的影响的探讨。本文分别引入了环境影响评价法和山西省资源型经济体制改革两项政策的虚拟变量,来测度国家出台不同环境规制的“及时性”与“有效性”。

### 三、研究方法 with 数据

#### (一)理论和实证模型框架

本文在探讨山西省工业污染的长期影响因素时采用“污染排放供给与需求”均衡理论模型(Cole et al., 2008)。在该模型中,污染物排放被看作是对“环境服务”的使用,所以其包含一个嵌套的工业生产投入函数。污染排放需求定义为工业对环境服务的需求。一般来说,潜在的工业污染排放需求包括能源总量及结构、人均收入水平、企业生产效率和先进技术的使用、创新性以及工业污染排放的预期价格。

山西省的工业部门以煤炭生产和消费为主导,会有较高的污染排放潜力,因此煤炭的生产和消费量增加会带动工业污染需求正向增加。为更好地反映工业部门能源生产和使用的结构,本文选取了煤炭生产在全部能源生产中的比重,以及煤炭消费在全部能源消耗中的比重两个变量。为了进一步探究煤炭工业部门的生产和消耗过程对工业污染排放的影响程度,本文将煤炭生产和消费结构分别引入到其余变量相同的两个函数中。

当企业对其运作模式进行创新,引入先进生产技术并最终提高了生产效率和产品质量时,整个工业部门会减少对污染排放的需求。本文对企业生产效率、先进技术的使用以及经营方式创新性的影响,采用贸易开放度、外商直接投资和环境治理实际投资三个指标来测度。贸易开放度这一变量体现了贸易的自由化程度。一方面,贸易自由化能够使本国经济面向国

际市场并参与国际竞争,另一方面,国际市场又为本国相关行业发展提供知识交流与产品交易的机会。再者,为了在国际竞争中长期保持竞争力,当地企业会自发加大投入引进先进生产技术,提高企业生产效率(Ren et al., 2014b)。而对于外商直接投资,一方面,拥有资本的外商更趋向于引进先进的技术来提高东道企业的产品生产效率;另一方面,他们给当地企业带来技术外溢效应,促进当地生产商学习并模仿,有利于企业转变经营方式,从而提高生产效率,推动整个行业技术进步(Shao et al., 2011; Kirkulak et al., 2011)。另外,充分的环境治理投资可以直接促进更有效率的工业生产方式,从而间接改善工业生产过程中污染排放(Zhang et al., 2018)。由于污染物的排放对生态环境产生负外部效应,因此当预期价格  $P$  越高时工业污染排放的需求量会相应下降,也即污染排放的预期价格会反向影响其排放需求。

基于以上所提到的污染排放需求影响因素,这里可以将其用函数表示为:

$$e_t = f(P_t, SCOALP_t, RPCGDP_t, FDI_t, TOP_t, RITE_t) \quad (1)$$

$$e_t = f(P_t, SCOALC_t, RPCGDP_t, FDI_t, TOP_t, RITE_t) \quad (2)$$

其中  $e_t$ 、 $t$  分别表示工业污染物排放总量、第  $t$  年的观测值。 $SCOALP$  表示煤炭生产在全部能源生产中的比重, $SCOALC$  表示煤炭消费在全部能源消费中的比重, $FDI$ 、 $TOP$ 、 $RITE$  分别表示外商直接投资、贸易开放度和治理环境直接投资。 $RPCGDP_t$  表示  $t$  年的人均 GDP。

污染排放供应则定义为允许在某区域排放的工业污染数量。工业污染排放供应由经济活动中某个区域所允许排放的工业污染总量决定。中央或地方政府制定相应的环境保护及资源利用政策,一方面直接或间接规定并指导整个经济社会的污染排放量,另一方面确定了污染物排放的预期价格。所以其预期价格用含有工业污染排放量及出台相应政策的函数  $REG$  表示:

$$P_t = f(e_t, REG_t) \quad (3)$$

如引言部分所述,在近 20 年来,涉及到山西省工业经济发展并在缓解污染排放方面发挥重要作用的相应政策有两项:(1)2003 年 9 月 1 日起施行的《中华人民共和国环境影响评价法》;(2)针对山西省资源型经济转型,2012 年 8 月国家发改委正式批复《关于印发山西省国家资源型经济转型综合配套改革试验总体方案的通知》。对政策变量的获取,分别引入了两个虚拟变量——环境评价法  $ELD$  和资源型经济改革  $RRD$ 。这里针对环境评价法的虚拟变量,从 2003 年第四季度之后取值 1,之前取值 0;资源型经济改革的虚拟变量,从 2012 年第四季度之后取值 1,之前取值 0。本文认为这两项具有历史意义的政策会通过转变山西省煤炭行业生产技术和使用效率,推动其向更清洁高效的方向发展工业,从而在一定程度上降低工业经济发展对环境的负外部性影响。具体来看,两项政策预期会影响煤炭的生产过程,而关于煤炭的消费,预测其更易受后一项政策的影响。换句话说,本文预期出台政策的实施会引起工业部门中煤炭生产和消费行为出现明显的结构性变化,最终间接减少工业部门污染排放总量。

结合前三个函数以及所引入的虚拟变量,可以确定工业污染排放量的公式:

$$e_t = f(SCOALP_t, RPCGDP_t, FDI_t, TOP_t, RITE_t, ELD_t, RRD_t) \quad (4)$$

$$e_t = f(SCOALC_t, RPCGDP_t, FDI_t, TOP_t, RITE_t, RRD_t) \quad (5)$$

然而,不同规制实施对工业经济活动所造成的环境负外部性的弥补程度,仍有待估计验证,这也是下文重点要探究的内容。为了测度受政策实施影响而引起的由煤炭工业活动所造成污染排放量的结构性变动对生态环境负外部效应的弥补程度,本文将反映规制实施前后的虚拟变量作用于煤炭的生产与消费结构变量当中。另外,大量关于“环境库兹涅茨曲线”的文献都探讨过人均 GDP 与环境之间的关系,在针对山西省的研究中,Zhang 和 An(2018)发现针对不同的污染物存在倒 U 型和 N 型关系。因此,为使模型更具有有一般性,本文在模型中引入人均 GDP 的一次项、二次项和三次项。

由此,本文具体评估的工业污染排放量决定式可以改写为:

$$e_t = \alpha + \beta_1 SCOALP_t + \beta_2 ELD_t \times SCOALP_t + \beta_3 RRD_t \times SCOALP_t + \beta_4 FDI_t + \beta_5 TOP_t + \beta_6 RITE_t + \beta_7 RPCGDP_t + \beta_8 RPCGDP_t^2 + \beta_9 RPCGDP_t^3 + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$e_t = \alpha + \beta_1 SCOALC_t + \beta_2 RRD_t \times SCOALC_t + \beta_3 FDI_t + \beta_4 TOP_t + \beta_5 RITE_t + \beta_6 RPCGDP_t + \beta_7 RPCGDP_t^2 + \beta_8 RPCGDP_t^3 + \varepsilon_t \quad (7)$$

本文应用工业污染排放强度,即工业污染排放量/工业增加值作为反映环境质量的指标。该变量由包括固体废弃物、废水、废气、粉尘烟尘、化学需氧量和二氧化硫在内的六类工业污染物排放强度的线性组合构成。合成法源自于主成分分析,该方法结果(见表 1)表明,在提取出的六个主成分中,主成分 1(PC1)表现出与选取的六类工业污染排放强度中的五个存在显著的正相关性。所以 PC1 可以很好地代表反映生态环境质量的六类工业污染排放强度。本文将使用 PC1 作为所有实证分析的因变量<sup>①</sup>。

表 1 工业污染物强度主成分分析法

变量	特征向量					
	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6
化学需氧量(CODI)	0.4652	-0.0252	-0.0495	0.6496	-0.5968	0.0493
工业烟尘和粉尘(SDI)	0.4608	0.2809	0.1089	-0.2938	0.0828	0.7770
工业二氧化硫(SO2I)	0.4249	0.3753	0.3384	-0.4290	-0.2270	-0.5731
工业固体废弃物(SWI)	0.4702	0.0714	-0.0828	0.3731	0.7573	-0.2327
工业废气(WGI)	-0.3386	0.3630	0.7603	0.3949	0.0959	0.1021
工业废水(WWI)	0.2344	-0.8017	0.5350	-0.1122	0.0524	0.0278

<sup>①</sup>本文选取的六类污染物中的五类的计量单位是一致的,故根据六类污染物提取 PCA 指数是合理的。

## (二) 计量经济方法

本文的样本容量相对偏小,且上文所提到的自变量之间很可能存在内生性。所以若直接采用最小二乘法(OLS)估计,所得的结果可能存在偏误使得估计结果无效。因此,考虑到以上两个因素,本文采用完全修正一般最小二乘(FMOLS)的估计方法对变量进行拟合。该方法由Phillips和Hansen(1990)提出并发展,他们建议对OLS模型进行非参数修正,较好地纠正估计变量间的序列相关性和内生性问题,从而得到无偏的拟合估计结果。而且该方法并不依赖于样本数据的平稳性,所以序列无论平稳与否都适用。为进一步测试FMOLS方法估计结果的稳健可信性,本文运用另一种协整分析方法(CCR)再一次估计所建立的模型(Park, 1992)。该方法与FMOLS得到的估计结果基本接近,唯一不同的是CCR对估计的样本数据进行平稳性转换处理,同样有效地控制了变量内生性问题。同时,FMOLS与CCR都适用于较小的样本容量<sup>①</sup>,从而保证了估计结果的精确度。

## (三) 变量说明及数据来源

本文选取的变量以及其对应的单位和来源如表2所示,这些变量涵盖了从1995年第一季度到2015年第一季度共21年的山西省时间序列数据。为消除原始数据可能存在的异方差性,本文对除了结构变量以外的其余变量进行对数化处理。表3反映了所取变量的描述性统计量,包括最值、均值、中位数、标准差和偏态。基于断点单位根检验,附表1结果表明所有变量当存在序列不平稳时,一阶差分后均形成平稳序列。为进一步证实所建立的模型是否存在长期稳定的协整关系,需要对所有待估计模型进行边限协整检验(表4)。与其他协整检验相比,边限协整检验具有以下优势:(1)可以对长期协整检验系数进行显著性检验以避免内生性的问题;(2)该检验不限制时间序列数据同为 $I(0)$ 或 $I(1)$ ,可以对不超过 $I(1)$ 的不同阶数单整变量进行协整检验;(3)其对样本容量要求相对较低,适用于小样本。结果显示,所有模型的F统计量在不同显著性水平下均超过了上临界值,即拒绝原假设而接受备择假设,认为当工业污染排放强度作为被解释变量时所有模型均存在长期稳定的协整关系。

---

<sup>①</sup>Phillips和Hansen(1990)、Phillips和Loretan(1991)针对时间序列小样本,从理论角度阐述并运用Monte Carlo方法论证了FMOLS估计量相较于其他估计量得到的较小估计偏误。其中,Phillips和Hansen(1990)还指出当样本容量仅有50个时,模拟得到的结果精确性是相当好的。Hansen和Phillips(1990)不仅从理论上得出在样本容量为100时,FMOLS表现出较好的偏误纠正性,还用消费函数的实例加以说明。Park(1992)、Montalvo(1995)和Han(1996)同样从理论上一致得出针对有限样本容量尤其是小样本,CCR得到的估计值的均方根误差和偏差要小于最小二乘估计量的估计结果,即表明CCR对模型的估计有较高的精准度。Konuki(2000)从实证角度分析了瑞士从1975Q4-1996Q4这20年间的货币与财政政策对于该国整体需求的影响,依旧得到了稳健可信的实证研究结果。



表 2 变量说明、单位及来源

变量	变量说明	单位	来源
SWI#	工业固体废弃物排放量/实际工业增加值	吨/亿元	《中国环境统计年鉴》
SDI#	工业烟尘粉尘排放量/实际工业增加值	吨/亿元	《中国环境统计年鉴》
WWI#	工业废水排放量/实际工业增加值	吨/亿元	《中国环境统计年鉴》
CODI#	工业化学需氧量排放量/实际工业增加值	吨/亿元	《中国环境统计年鉴》
WGI#	工业废气排放量/实际工业增加值	立方米/亿元	《中国环境统计年鉴》
SO2I#	工业二氧化硫排放量/实际工业增加值	吨/亿元	《中国环境统计年鉴》
RITE#	实际环境治理总投资	亿元(基期为1995年)	《中国环境统计年鉴》
SCOALP	煤炭生产比重	%	《中国统计年鉴》
SCOALC	煤炭消费比重	%	《中国统计年鉴》
TOP	贸易开放度=(进口总额+出口总额)/区域生产总值	%	《中国统计年鉴》
RFDI#	实际外商直接投资	万美元(基期为1995年)	《中国统计年鉴》
RPCGDP	实际人均 GDP	元(基期为1995年)	《中国统计年鉴》

注: #表示在模型中取了对数的变量。

表 3 变量描述性统计

	SWI	SO2I	SDI	WGI	WWI	CODI	SCOALP	SCOALC	RPCGDP	RFDI	RITE	TOP
均值	6611.1420	0.1514	0.1840	26.0630	0.0060	220.3330	99.5700	30.1400	4326.9450	22010.2700	5.8820	1.2400
中位数	4650.6200	0.1508	0.1721	21.4530	0.0058	195.5940	99.6650	27.9200	4201.3890	19556.7000	5.2500	1.1740
最大值	31235.600	0.1998	0.3832	58.0350	0.0085	563.5020	99.8800	46.6200	5528.3230	41400.5700	12.6500	2.1810
最小值	0	0.1201	0.0942	9.2615	0.0041	86.7930	98.7600	22.8800	3515.0000	6383.0000	2.0600	0.1310
标准差	6721.2620	0.0215	0.0738	14.1218	0.0012	125.5700	0.3060	5.6350	697.7457	11047.1100	2.9890	0.4840
偏态	1.31730	0.1149	0.4150	0.6327	0.5457	1.3400	-1.4770	0.9590	0.2947	0.6270	0.7890	-0.0620

表 4 边界协整检验

模型	F 值	Pesaran 边界值					
		1%		5%		10%	
		LB	UP	LB	UP	LB	UP
		I (0)	I (1)	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)
		3.29	4.37	2.56	3.49	2.2	3.09
MP0	3.295*						
MCO	3.987**						
		3.06	4.15	2.39	3.38	2.08	3
MC2	4.379***						
MC3	4.374***						
		2.88	3.99	2.27	3.28	1.99	2.94
MP2	4.418***						
MP3	5.984***						

注: \*\*、\*和\*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。MP0、MCO 为在不引入政策变量时,其余变量均相同,唯有煤炭供需结构变量不同的基准模型。MP2、MC2 为在 MP0、MCO 模型基础上引入结构性断点虚拟变量的模型。MP3、MC3 为在 MP0、MCO 模型基础上引入政策虚拟变量的模型。下表同。

### 四、实证分析

#### (一) 工业污染排放强度的长期驱动因素分析

表5、表6显示了以提取的主成分所代表的山西省工业污染排放强度的长期影响结果。模型MP0和MC0结果表明山西省煤炭生产与消费结构与工业污染排放强度存在显著的正相关性。表现为,当山西省煤炭生产量在总能源生产中的比重以及煤炭消费量在总能源消费中的比重越高时,工业部门的污染排放强度相应增加。这一结果验证了能源领域对生态环境的负外部效应主要来自于煤炭化石能源,煤炭行业是山西省工业部门的重点排污部门。

表5 煤炭生产结构为自变量之一的长期估计结果

	FMOLS			CCR		
	MP0	MP2	MP3	MP0	MP2	MP3
<i>SCOALP</i>	3.2530 *** (0.1092)	1.6098 *** (0.0570)	1.2285 *** (0.0410)	3.1918 *** (0.1086)	1.5736 *** (0.0662)	1.2157 *** (0.1209)
<i>SBD<sub>1</sub>×SCOALP</i>		-0.0073 *** (0.0003)			-0.0112 *** (0.0004)	
<i>SBD<sub>2</sub>×SCOALP</i>		-0.0100 *** (0.0004)			-0.0066 *** (0.0005)	
<i>ELD×SCOALP</i>			-0.0123 *** (0.0003)			-0.0116 *** (0.0007)
<i>RRD×SCOALP</i>			-0.0150 *** (0.0003)			-0.0157 *** (0.0010)
<i>RITE</i>	0.2312 *** (0.0831)	0.2351 *** (0.0250)	0.4329 *** (0.0175)	0.2203 ** (0.0960)	0.2915 *** (0.0322)	0.5417 *** (0.0539)
<i>TOP</i>	1.0916 *** (0.0769)	1.3333 *** (0.0240)	1.0360 *** (0.0162)	0.9534 *** (0.0954)	1.3300 *** (0.0336)	0.7293 *** (0.0547)
<i>RFDI</i>	-0.2010 *** (0.0621)	-0.3185 *** (0.0174)	-0.2160 *** (0.0130)	-0.1640 ** (0.0650)	-0.4683 *** (0.0277)	-0.1261 *** (0.0379)
<i>RPCGDP</i>	-8501.7720 (254.3360)	1873.8550 ** (803.3468)	1653.8130 *** (515.3428)	-3790.7460 (310.7690)	1821.1320 *** (941.1320)	1623.9230 *** (718.4540)
<i>RPCGDP<sup>2</sup></i>	1006.7750 (298.8293)	-226.4426 ** (95.7901)	-187.8767 *** (61.4529)	445.2419 (370.5268)	-387.2140 *** (136.0430)	-161.0404 *** (40.8679)
<i>RPCGDP<sup>3</sup></i>	-39.7551 (11.8836)	9.1000 ** (3.8067)	7.0798 *** (2.4423)	-17.4483 (14.7271)	15.5417 *** (5.4053)	25.8718 *** (8.1398)
Constant	1362.9700 (67.4804)	-5307.6870 *** (42.6010)	-4945.7270 *** (43.0650)	1046.7700 (60.6419)	-5009.9090 *** (38.3870)	-5016.7700 *** (48.1975)
Adjusted R-squared	0.9309	0.9360	0.9329	0.9277	0.9292	0.9277
Long-run variance	0.0262	0.0022	0.0011	0.0279	0.0030	0.0081

注:括号里的是标准误差。*SBD<sub>1</sub>*、*SBD<sub>2</sub>*为作用于煤炭生产结构的环境规制虚拟变量。

表 6 煤炭消费结构为自变量之一的长期估计结果

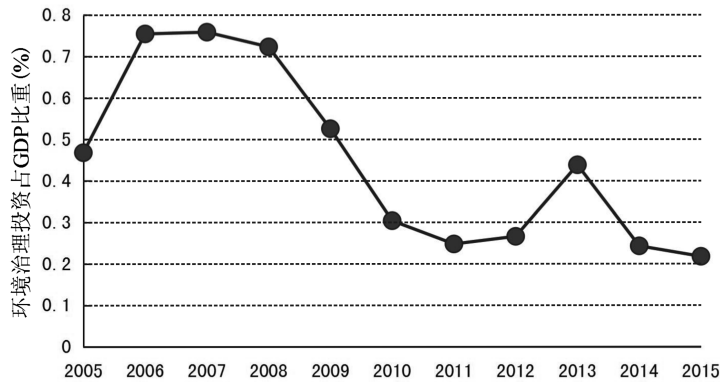
	FMOLS			CCR		
	MC0	MC2	MC3	MC0	MC2	MC3
<i>SCOALC</i>	0.1072 *** (0.0127)	0.0432 *** (0.0067)	0.0440 *** (0.0073)	0.0886 *** (0.0207)	0.0529 *** (0.0269)	0.0428 *** (0.0082)
<i>SBD</i> × <i>SCOALC</i>		-0.0732 *** (0.0029)			-0.0757 *** (0.0141)	
<i>RRD</i> × <i>SCOALC</i>			-0.0826 *** (0.0039)			-0.0820 *** (0.0046)
<i>RITE</i>	1.1609 *** (0.1527)	0.7485 *** (0.0757)	0.6470 *** (0.0675)	0.8314 *** (0.0207)	0.8424 *** (0.2503)	0.9890 *** (0.0686)
<i>TOP</i>	1.0577 *** (0.3220)	0.7901 *** (0.0774)	0.8348 *** (0.0652)	1.1052 *** (0.3220)	0.6591 *** (0.0890)	0.4352 *** (0.0753)
<i>RFDI</i>	-1.4238 *** (0.2017)	-0.4604 *** (0.0618)	-0.3276 *** (0.0657)	-1.4238 *** (0.2017)	-0.5196 *** (0.0651)	-0.4687 *** (0.0752)
<i>RPCGDP</i>	3700.8200 *** (436.0880)	3755.3820 * (468.728)	331.3496 (180.5430)	4009.1600 *** (463.1810)	5905.8050 *** (547.9040)	4628.7230 *** (590.4850)
<i>RPCGDP</i> <sup>2</sup>	-1797.2900 *** (481.4703)	-453.5726 * (246.8765)	-40.2097 (215.0611)	-1976.5340 *** (463.1810)	-710.1584 *** (304.0249)	-553.7609 *** (189.8984)
<i>RPCGDP</i> <sup>3</sup>	151.5657 *** (19.1413)	18.2263 * (9.8187)	1.5960 (8.5562)	191.2079 *** (12.9325)	28.4297 *** (12.0900)	22.0479 *** (7.5562)
Constant	-8169.3400 *** (75.9300)	-6335.8200 *** (77.3290)	-885.0630 *** (59.5350)	-8661.9900 *** (69.1879)	-6341.9600 *** (76.1460)	867.7312 *** (39.4270)
Adjusted R-squared	0.8434	0.9121	0.9266	0.8270	0.9100	0.9101
Long-run variance	0.0842	0.0021	0.0147	0.3167	0.0207	0.0072

注:*SBD*为作用于煤炭消费结构的环境规制虚拟变量。

若进一步比较山西省煤炭供需结构的长期影响,本文发现煤炭生产结构比重长期来看对工业部门造成的环境负外部性影响要远超过煤炭消费结构比重所带来的影响<sup>①</sup>。CCR估计方法与FMOLS估计结果基本一致。因此,与之前文献得出煤炭消费过程是主要工业污染来源的结论(闫蕊,2013;王芳,2014)有所不同,对山西省而言,由于煤炭开采与生产过程所涉及的产业链较为复杂,比如生产用电、生产过程中的运输以及能源的调入调出等都可能造成污染物的排放,从而导致煤炭生产过程成为工业污染排放的主要来源。另一方面,在一定程度上也反映出山西省煤炭资源开采过程的利用率及生产技术水平相对落后,亟需引进较先进的生产技术提高生产效率以降低污染排放。因此,转变工业产业结构和以煤炭消费为主导的能源利用方式才是改善山西省生态环境质量,实现生态文明建设目标的根本举措。

<sup>①</sup>本文的时间序列分析中,对煤炭生产量在总能源生产中的比重以及煤炭消费量在总能源消费中的比重分别进行了回归分析,并以此为依据进行对比。该方法可能并不是最合理,但目前尚无更合适的方法来研究比较。

MP0 和 MC0 结果均显示了环境治理投资长期来看对工业污染排放强度存在显著的正相关性。CCR 与 FMOLS 两种估计方法结果基本一致<sup>①</sup>。环境污染治理投资主要用于低污染排放设备与器械以及各类环境服务项目。这类投资会直接影响工业生产过程和能源消费模式,从而有助于降低工业污染排放强度。结果表明,山西省的减污投资不够充足,未达到改善环境质量的效果。如图 2,显示了山西省 2005-2015 年 10 年间环境治理投资占 GDP 的比重。可以明显看出一直以来其投资占比都不足 1%,即便是占比最高的年份也只有 0.75%,远低于全国平均水平。从全国来看,在 2015 年治理环境总投资达到 880 亿元,占 GDP 的比重高达 1.3%(HKTDC,2017)。因此要改善山西省环境质量,还需进一步加大环境治理投资。关于山西省人均收入水平与工业污染排放强度之间的关系,估计结果显示出显著的 N 型环境库兹涅茨曲线。



数据来源:《山西省统计年鉴 2015》。

图 2 山西省环境治理投资比重

CCR 与 FMOLS 两种估计方法的 MP0、MC0 结果一致显示,外商直接投资与工业污染排放强度存在显著的负相关性。FMOLS 表明,实际外商直接投资每增加 1%,可以降低工业污染排放强度约 0.22%~0.33%。可以看出,山西省逐渐意识到其传统工业行业的高污染粗放型发展模式,试图通过吸引技术先进、高效能耗的外国厂商在当地投资建厂,充分利用其产生的正外部性及溢出效应对工业产业结构进行调整,刺激降低工业污染排放强度,改善生态环境质量。该结果与 Zhou 等(2013)的结论一致,但与 Pearson (1987)、Dean (1992)、Copeland (1994)、Ren 等(2014a,2014b)对“污染天堂假说”的研究有所不同。外商直接投资对降低工业污染排放强度有较大的潜力,激发企业在市场中的活力,推动了山西省工业经济的可持续发展。

两种估计方法对 MP0、MC0 模型的估计结果基本一致,显示了山西省贸易开放度与工业污

<sup>①</sup>为使得计算结果尽可能准确、一致、合理、可比,所有估算均选用 MP3、MC3 长期估计结果。

染排放强度存在显著的正相关性。FMOLS 结果显示贸易开放度每增加 1%,造成工业污染排放强度相应增加 1.30%~1.82%。这一结论与 Ang (2009) 和 Ren 等(2014a)针对中国工业部门的研究结论一致,但与 Zhou 等(2013) 和 Ren 等(2014b)的结论相悖。2015 年山西省进口主要商品金额占比超过 10%的商品主要有贱金属<sup>①</sup>及其制品,机器、机械器具、电气设备及其零件,零件附件和矿产品。其中,矿产品占比高达 36%。出口主要商品金额占比超过 10%的商品主要有贱金属及其制品,机器、机械器具、电气设备及其零件和零件附件,其中贱金属及其制品占比达 29%。尽管山西省作为能源生产大省,产量居全国前列,但矿产品出口金额仅占到 4%,能源类产品依旧处在贸易价值链的底端,深加工程度极度匮乏。对于经过转换处理、深加工,价值相对较高的能源类矿产品的需求仍依赖进口。

## (二) 环境规制引致的结构性变化

下文将用计量方法回归估计前一部分公式(6)和(7)所建立的模型以验证环境规制对于工业污染排放强度有限制作用。表 5 和表 6 显示用 FMOLS 和 CCR 估计的 MP3、MC3 模型结果即为主成分提取所得工业污染排放强度作为被解释变量,将环境规制的虚拟变量  $SBD_1$ 、 $SBD_2$ 、 $SBD$  分别作用于煤炭供需结构,以期通过改变山西省煤炭生产与消费结构行为来影响工业污染排放强度。CCR 与 FMOLS 结果显示,针对煤炭生产过程,在 2003 年之前,煤炭生产结构正向影响工业污染排放强度,然而当 2003 年、2012 年分别施行并批复严格的环境影响评价法及山西省国家资源型经济转型改革试验区之后,这种正向影响出现了显著的下降趋势。FMOLS 的估计显示,煤炭消费量在总能源消费中的比重每增加 1%,会造成工业污染排放强度增加大约 0.04%;而煤炭生产量在总能源生产中的比重每增加 1%,则造成工业污染排放强度增加近 2.42%。然而,严格的环境影响评价法执行后会使得煤炭能源生产结构造成的工业污染排放强度下降 0.01%。批复山西省国家资源型经济转型改革试验区后,煤炭能源生产结构行为引致的工业污染排放强度下降 0.02%;而煤炭能源消费结构行为造成的工业污染排放强度则下降 0.08%。因此,有理由认为,环境规制实施确实对工业污染排放强度有限制作用,使工业污染排放强度与煤炭能源供需结构间产生明显的结构性变动,即验证了政策的“有效性”。山西省资源型经济体制改革相较于环境影响评价法的执行,对通过转变能源供需结构进而降低工业污染排放强度有更明显的刺激推动作用;就山西省资源型经济体制改革这一项政策的实施而言,转变煤炭能源消费结构行为比转变其生产结构行为更有减少工业污染排放强度的潜力。

## (三) 煤炭供需的结构性断点分析

以上分析基于环境规制政策会对煤炭能源供需结构产生影响,进而降低工业污染排放强度的假设前提,在基本模型 MP0、MC0 中引入环境规制虚拟变量,用计量经济学工具验证政策

<sup>①</sup>在采矿业与经济学中,贱金属指不包括贵金属的黑色金属及有色金属。主要有铁、钢、铜、镍、铝、铅、锌、锡、钨、钼、镁等。

实施的“有效性”。然而这种假设具有随机性与偶然性,有待进一步运用正式的计量统计方法来检测验证。这里首先用断点最小二乘回归法(BREAKLS)对煤炭供需结构性变动以及其他驱动山西省工业污染排放强度的因素作再次估计,估计结果如表7所示。断点最小二乘回归法可以在不引入环境规制的虚拟变量前提下,很好地分析可能存在的一个或多个断点引起的结构性变动的模型。结果显示,当在煤炭生产结构为自变量之一的模型MP1中,煤炭生产比重在2002年第四季度和2012年第二季度存在明显的结构性变动;相应地,当在煤炭消费结构为自变量之一的模型MC1中,煤炭消费比重在2012年第三季度存在显著的结构变动。随着时间推移,煤炭的供需结构性变动会明显降低工业污染排放强度。该结果得到与以上分析假设基本一致的结构断点时间节点。

表7 断点最小二乘法对MP1、MC1的估计结果

断点最小二乘法		应变量为PCA1	
MP1		MC1	
断点选择:未加权最大F值		断点选择:未加权最大F值	
断点:2002Q4, 2012Q2		断点:2012Q3	
1995Q2-2002Q3		1995Q2-2012Q2	
SCOALP	2.0969*** (0.3199)	SCOALC	0.0770*** (0.0221)
2002Q4-2012Q1		2012Q3-2015Q1	
SCOALP	2.0929*** (0.3208)	SCOALC	0.0024*** (0.0268)
2012Q2-2015Q1		2012Q3-2015Q1	
SCOALP	2.0822*** (0.3218)		
RPCGDP	34.9202 (41.5890)	RPCGDP	56.9923 (36.8605)
RPCGDP <sup>2</sup>	-16.5425* (8.9203)	RPCGDP <sup>2</sup>	-12.7967 (8.3217)
RPCGDP <sup>3</sup>	1.1329**	RPCGDP <sup>3</sup>	0.7253 (0.4969)
RITE	0.0950 (0.2174)	RITE	0.2064 (0.2233)
TOP	1.2865*** (0.2588)	TOP	1.4764*** (0.2524)
RFDI	-0.0950 (0.2258)	RFDI	-0.3102 (0.2063)
调整的R <sup>2</sup>	0.9405	调整的R <sup>2</sup>	0.9256

然而,此估计方法不适用于相对较小的样本容量估计,而且忽略了变量间可能存在的多重共线及内生性问题,结果可能存在偏误使得估计结果无效。因此,需要进一步确定结构性断点,遵照FMOLS和CCR的估计方法对变量进行拟合,以纠正估计变量间的序列相关性和内生性,同时考虑存在的多重共线性问题,从而得到无偏稳健的拟合估计结果。紧接着,用断

点最小二乘估计法中确定断点类型的 Bai-Perron 断点检测法,检测获取符合要求的结构性断点。并将其引入基本模型 MP0、MC0 中,进一步估计公式(8)和(9)以验证政策执行的“及时性”。该方法使用一般最优过程,通过加权与非加权途径选择最显著的 F 统计量结果,确定符合要求的一个或多个结构性断点。

$$e_t = \alpha + \beta_1 SCOALP_t + \beta_2 SBD_1 \times SCOALP_t + \beta_3 SBD_2 \times SCOALP_t + \beta_4 FDI_t + \beta_5 TOP_t + \beta_6 RITE_t + \beta_7 RPCGDP_t + \beta_8 RPCGDP_t^2 + \beta_9 RPCGDP_t^3 + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$e_t = \alpha + \beta_1 SCOALC_t + \beta_2 SBD \times SCOALC_t + \beta_3 FDI_t + \beta_4 TOP_t + \beta_5 RITE_t + \beta_6 RPCGDP_t + \beta_7 RPCGDP_t^2 + \beta_8 RPCGDP_t^3 + \varepsilon_t \quad (9)$$

表 8 和表 9 即为计量工具多结构性断点的测试结果。检测表明,对于模型 MP0 中的 *SCOALP* 变量,加权与非加权的 F 统计量一致表明最优的结构性断点个数为 2,且断点时间为 2002 年第三季度和 2012 年第二季度。模型 MC0 中变量 *SCOALC*,加权与非加权的 F 统计量一致表明最优的结构性断点个数为 1,且断点时间为 2012 年第二季度。这一结果与引言部分的环境规制描述以及本部分采用的断点最小二乘估计法获得的结构性断点基本对应并一致。因此本文认为,结构性断点由出台的环境规制引起。据此,这里建立了结构性断点虚拟变量并再一次将其作用于煤炭供需结构变量,估计公式(8)和(9),得到 MP2 和 MC2 模型结果。表 5 和表 6 中 FMOLS 与 CCR 两种方法对模型 MP2、MC2 的估计结果与 MP3、MC3 极为一致。由此实现了对政策实施“及时性”的验证。

表 8 *SCOALP* 多结构性断点测试

Bai-Perron 断点检测			
样本:1995Q1-2015Q1			
包含观测个数: 81			
断点变量: <i>SCOALP</i>			
非断点变量: <i>RITE TOP RFDI</i>			
未加权确定最多的断点个数: 2			
加权确定最多的断点个数: 2			
Breaks	F-统计值	加权 F-统计值	临界值
1	20.8762	20.8762	8.58
2	28.0176	33.2951	7.22
3	17.4610	25.1368	5.96
估计断点时间:			
1: 2001Q4			
2: 2002Q3, 2012Q2			
3: 1998Q1, 2001Q1, 2012Q2			

表 9

SCOALC 多结构性断点测试

Bai-Perron 断点检测

样本:1995Q1-2015Q1

包含观测个数:80

断点变量:SCOALC

非断点变量:RITE TOP RFDI

未加权确定最多的断点个数:1

加权确定最多的断点个数:1

Breaks	F-统计值	加权 F-统计值	临界值
1	55.1745	55.1745	8.58
2	42.6277	50.6573	7.22

估计断点时间:

1: 2012Q2

2: 1998Q2, 2011Q2

#### (四) 诊断性检验

为排除上述所有回归模型中可能存在的多重共线性问题,最后追加了系数方差分解法来进行诊断性检测。Belsley 等(2005)建议,如果除实际人均 GDP 的非线性组合有两个或两个以上回归变量的特征值大于等于 0.5,即可断定变量间存在多重共线性。附表 2-7 结果显示,本文所建立的模型均不存在多重共线性,可从表中条件数值最小的第一列结果得到。至此,完成了对所有模型的稳健性测试。

### 五、结论和政策含义

本文探究了长期影响山西省工业污染排放强度的主要因素,并进一步检验了出台相应环境规制所引起的煤炭能源供需结构变动对工业污染排放强度的影响。本文以山西省从 1995 年第一季度到 2015 年第一季度 21 年间的季度时间序列数据为例进行了系统的实证分析。主要结论如下:



山西省煤炭生产结构比重以及煤炭消费结构比重越高,工业部门的污染排放强度随之增加。通过比较二者的长期影响,得出煤炭生产结构比重对工业部门造成的环境负外部性影响要远超过煤炭消费结构比重所带来的影响。当实施环境影响评价法及山西省国家资源型经济转型改革两项政策后,煤炭供需结构的正向影响出现了显著的下降趋势。

然而山西省资源型经济体制改革相较于环境影响评价法的执行,对通过转变能源供需结构进而降低工业污染排放强度有更明显的刺激推动作用;仅针对山西省资源型经济体制改革这一项政策的实施,转变煤炭能源消费结构行为比转变生产结构行为更有减少工业污染排放强度的潜力。主要有以下原因:(1)环境评价法的实施,规定山西省煤炭行业在煤炭开采前先对其环境影响进行评估,达标后方可开采。这就间接要求企业投资并替换为技术过关、排放达标的开采设备,从而降低了生产过程的污染排放强度。但对于工业发展长期“一煤独大”经济格局的山西省,该项政策对转变煤炭能源生产结构行为的影响偏弱。(2)山西省资源型经济体制改革的启动,首当其冲的是煤炭工业生产消费结构的转变。对于消费端,为顺应改革,能源企业需要运用可提高能源效率的技术以改进煤炭使用效率,另外这一举措也促进了更为清洁高效的替代能源使用。近些年来,山西省政府不断淘汰煤电落后产能的发电厂,推进节能减排,优化电源结构,积极降低工业污染排放强度。而对于生产端,尽管煤炭企业应政策要求,不断调整产业结构,努力朝多元化方向发展,但受根深蒂固的以煤炭资源发展经济为主的经营模式影响,煤炭生产结构行为转变需要一个长期过程。所以近期内,即便受改革政策推动,煤炭生产结构行为对降低工业污染排放强度的驱动力依旧弱于煤炭消费结构行为。

增加外商直接投资能够有效降低工业污染排放强度,因为其能激发企业在市场中的活力,以推动山西省工业经济的可持续发展。针对对外贸易,本文认为山西省贸易开放度与工业污染排放强度成正相关,原因在于山西省对外贸易经济主要依托资源密集型的初级产品进出口。长期以来单一的资源型经济结构对创新等高级要素投入的严重挤出效应,是造成工业污染排放强度居高不下的主要原因。由于不充足的环境治理投资,工业污染排放未能得到改善。本文同时证明了人均收入水平与工业污染排放强度呈N型环境库兹涅茨曲线。

综合以上结论,为减少山西省工业污染排放强度,加快生态文明建设,实现“美丽山西”的目标,一方面要进一步扩大环境治理投资并坚定不移地执行中央政府出台的严格环境保护法律来直接降低工业污染排放强度;另一方面,要不遗余力地贯彻落实并深化山西省资源型经济体制改革,进一步调整产业结构,加大力度降低工业经济发展对煤炭无论在生产还是消费上的依赖,推进山西省经济增长向集约型、多元化的方式转变。不断引进具有创新能力和先进生产技术水平的外商在当地投资设厂,激发市场的活力并刺激企业间竞争力,优化产品生产效率与质量,实现对外贸易价值链升级,才能从根源解决山西省生态环境的负外部性影响。

附录：

附表 1 断点单位根检验

变量	水平值				一阶差分			
	新息野值		加性野值		新息野值		加性野值	
	截距项	趋势项 与截距项	截距项	趋势项 与截距项	截距项	趋势项 与截距项	截距项	趋势项 与截距项
<i>CODI</i>	-9.5653	-14.6085	-3.7396	-4.4235	-4.8879	-5.0633	-6.4914	-6.4893
<i>SDI</i>	-3.7313	-3.3190	-3.5845	-2.7508	-4.6948	-5.0514	-7.8499	-7.3019
<i>SO2I</i>	-2.9054	-5.8966	-3.5289	-3.0513	-5.7694	-6.3902	-5.3052	-6.0291
<i>SWI</i>	-12.2285	-4.8336	-1.8931	-3.9168	-61.9090	-50.2615	-20.0998	-21.1721
<i>WGI</i>	-5.6205	-5.7370	-5.6059	-5.5626				
<i>WWI</i>	-3.6792	-4.2235	-3.0886	-4.1381	-4.6305	-5.1807	-5.4926	-6.1740
<i>PCA1</i>	-3.1298	-3.1339	-2.7768	-3.2162	-5.5479	-5.3949	-8.4392	-6.6823
<i>RPCGDP</i>	-3.0701	-2.2930	-3.0670	-2.2931	-10.0012	-2.2931	-10.1140	-10.1118
<i>RFDI</i>	-4.8467	-4.9149	-4.8360	-4.9249				
<i>RITE</i>	-3.0660	-4.8173	-3.5392	-5.4582	-4.7209	-6.3111	-4.7644	-4.9240
<i>TOP</i>	-5.6674	-5.2368	-4.9402	-5.2196				
<i>SCOALC</i>	-5.5544	-6.0052	-4.9517	-5.5139				
<i>SCOALP</i>	-3.9246	-3.7666	-3.4066	-4.0353	-4.8686	-5.0912	-4.7621	-5.5641
	截距项				趋势项与截距项			
	1%	5%	10%	1%	5%	10%		
	-5.3476	-4.8598	-4.6073	-5.7191	-5.1757	-4.8940		

附表 2 MPO 系数方差分解

特征值	155.7799	0.007282	0.002148	0.001396	0.004588	8.31E-05	3.20E-05	5.61E-08
条件数	3.60E-10	7.70E-06	2.61E-05	4.02E-05	0.000106	0.000106	0.000274	1
关联特征值								
变量	1	2	3	4	5	6	7	8
<i>RPCGDP</i>	0.999988	1.15E-05	7.05E-10	5.99E-13	1.55E-14	2.55E-15	3.31E-15	2.23E-20
<i>RPCGDP</i> <sup>2</sup>	0.999953	4.64E-05	9.76E-07	6.54E-10	1.86E-11	6.59E-12	3.65E-12	1.09E-16
<i>RPCGDP</i> <sup>3</sup>	0.999891	0.000105	4.01E-06	7.43E-09	2.65E-09	4.21E-10	1.99E-09	4.84E-12
<i>SCOALP</i>	0.226168	1.13E-01	0.659439	0.000362	0.000312	0.000104	0.000943	2.59E-09
ln <i>RITE</i>	0.391099	0.005322	0.127948	0.400966	0.000384	0.07428	1.23E-06	8.96E-13
<i>TOP</i>	0.306384	0.138779	0.040252	0.416673	0.040896	0.057016	2.09E-07	6.40E-13
ln <i>RFDI</i>	0.00289	0.085816	0.143762	0.152666	0.60073	0.014134	2.65E-06	7.03E-11
Constant	1	2.00E-07	2.55E-12	2.75E-15	6.27E-17	3.02E-18	1.41E-17	4.09E-23

附表 3 MP2 系数方差分解

特征值	8.382402	0.002258	0.000304	0.000149	0.000184	2.01E-08	1.01E-08	2.53E-06	1.17E-06	1.41E-09
条件数	1.68E-10	6.24E-07	4.63E-06	9.47E-06	3.91E-05	0.070123	0.139452	0.002839	0.006147	1
关联特征值										
变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<i>RPCGDP</i>	0.999856	0.000144	2.21E-09	5.94E-11	4.13E-11	4.15E-10	1.22E-17	4.13E-14	1.16E-15	1.33E-14
<i>RPCGDP</i> <sup>2</sup>	0.942449	0.05755	3.74E-07	2.80E-08	3.01E-09	1.27E-07	3.52E-14	2.00E-11	1.58E-12	1.49E-11
<i>RPCGDP</i> <sup>3</sup>	0.894176	0.105729	5.68E-05	5.03E-06	1.34E-07	3.32E-05	5.51E-09	4.28E-08	3.13E-08	8.74E-09
<i>SCOALP</i>	0.08828	0.910727	8.16E-06	5.21E-05	0.000222	0.00071	8.09E-10	6.34E-08	8.39E-10	0.000713
<i>SBD</i> <sub>1</sub> × <i>SCOALP</i>	0.024123	0.05315	0.123376	0.243147	0.185573	0.180289	0.057245	0.133085	1.19E-05	0.204419
<i>SBD</i> <sub>2</sub> × <i>SCOALP</i>	0.018247	0.589132	0.118227	0.075604	0.002374	0.033486	0.149711	0.01322	3.53E-07	0.013655
<i>RITE</i>	0.004541	0.022042	0.596583	0.302159	0.074675	5.14E-07	2.37E-09	8.75E-10	1.29E-12	5.99E-06
<i>TOP</i>	0.072073	0.000724	0.791182	1.61E-05	0.135995	9.76E-06	3.22E-09	6.61E-11	5.88E-13	3.60E-05
<i>RFDI</i>	0.010477	0.012193	0.570941	0.338611	0.067771	6.44E-06	2.55E-09	9.14E-10	4.66E-11	1.31E-05
Constant	1	2.09E-09	1.52E-12	5.73E-12	1.27E-14	3.99E-14	1.03E-14	2.66E-16	5.29E-18	2.24E-17

附表 4 MP3 系数方差分解

特征值	6.22E+08	1955.789	7.454679	0.110823	0.030417	0.021383	0.000355	3.98E-06	1.56E-06	1.07E-08
条件数	1.72E-17	5.48E-12	1.44E-09	9.67E-08	3.52E-07	5.01E-07	3.02E-05	0.00269	0.006853	1
关联特征值										
变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<i>RPCGDP</i>	0.999977	2.31E-05	5.21E-09	3.55E-14	1.61E-15	4.71E-15	1.33E-14	3.02E-20	1.00E-18	2.71E-20
<i>RPCGDP</i> <sup>2</sup>	0.999892	0.000101	6.60E-06	1.77E-11	2.66E-12	4.63E-12	1.49E-11	5.56E-17	1.68E-15	1.34E-16
<i>RPCGDP</i> <sup>3</sup>	0.999739	0.000234	2.73E-05	8.12E-09	1.11E-09	1.99E-09	8.74E-09	3.54E-13	6.26E-12	5.94E-12
<i>SCOALP</i>	0.092187	0.00198	0.904613	2.99E-05	7.70E-05	0.0004	0.000713	3.27E-10	4.84E-08	6.07E-10
<i>ELD</i> × <i>SCOALP</i>	0.034131	0.247428	0.048323	0.016883	0.036814	0.305311	0.204419	0.026753	0.079932	5.92E-06
<i>SCOALP</i>	0.002574	0.008358	0.735869	0.047736	0.040566	0.007832	0.013655	0.136597	0.006813	1.88E-07
<i>RITE</i>	0.24627	0.016093	0.011311	0.547446	0.069646	0.109227	5.99E-06	1.65E-09	5.67E-10	9.44E-13
<i>TOP</i>	0.087165	0.046388	0.001309	0.691122	0.008177	0.165802	3.60E-05	2.89E-09	2.36E-11	6.20E-13
<i>RFDI</i>	0.009269	0.027442	0.003981	0.406257	0.535164	0.017873	1.31E-05	3.81E-09	1.06E-09	5.92E-11
Constant	1	4.03E-07	2.07E-11	2.66E-16	5.29E-18	2.24E-17	5.60E-17	1.08E-22	3.69E-21	4.96E-23

附表 5 MCO 系数方差分解

特征值	1.22E+09	3038.452	0.22819	0.066987	0.05935	0.011963	0.000214	2.97E-08
条件数	2.44E-17	9.77E-12	1.30E-07	4.43E-07	5.00E-07	2.48E-06	0.000139	1

关联特征值

变量	1	2	3	4	5	6	7	8
<i>RPCGDP</i>	0.999982	1.83E-05	6.76E-13	1.91E-12	3.90E-12	3.37E-12	2.46E-15	4.30E-20
<i>RPCGDP</i> <sup>2</sup>	0.999917	8.35E-05	7.56E-10	2.31E-09	4.61E-09	4.13E-09	2.88E-12	2.12E-16
<i>RPCGDP</i> <sup>3</sup>	0.999804	0.000196	1.70E-08	5.04E-09	3.70E-08	3.67E-08	3.36E-10	9.40E-12
<i>SCOALC</i>	0.006474	0.000286	8.87E-05	0.011699	0.668025	0.16361	0.149818	5.38E-08
<i>RITE</i>	0.260512	0.005448	0.605195	0.000154	0.125262	0.003426	2.48E-06	1.20E-12
<i>TOP</i>	0.242369	0.059129	0.532996	0.044233	0.107975	0.013298	3.07E-07	7.92E-13
<i>RFDI</i>	0.034367	0.00175	0.212461	0.678428	0.071486	0.001504	3.96E-06	1.03E-10
Constant	1	3.19E-07	3.02E-15	7.96E-15	1.66E-14	1.38E-14	1.03E-17	7.86E-23

附表 6 MC2 系数方差分解

特征值	6.65E+08	1704.052	0.148705	0.046229	0.032029	0.007046	0.000133	4.82E-05	1.06E-08
条件数	1.60E-17	6.24E-12	7.15E-08	2.30E-07	3.32E-07	1.51E-06	8.01E-05	0.00022	1

关联特征值

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9
<i>RPCGDP</i>	0.999981	1.88E-05	4.00E-13	1.80E-13	5.00E-12	3.75E-12	1.80E-15	2.34E-16	2.82E-20
<i>RPCGDP</i> <sup>2</sup>	0.999914	8.56E-05	3.34E-10	2.52E-10	5.93E-09	4.60E-09	2.09E-12	2.79E-13	1.39E-16
<i>RPCGDP</i> <sup>3</sup>	0.999799	0.000201	1.48E-08	5.93E-12	3.20E-08	4.27E-08	3.35E-10	1.16E-11	6.15E-12
<i>SCOALC</i>	0.000393	0.015728	0.049189	0.189788	0.451577	0.146945	0.139385	0.006995	3.28E-08
<i>SBD</i> × <i>SCOALC</i>	0.06496	0.083467	0.210213	0.174544	0.005287	0.057053	0.11242	0.292058	3.79E-09
<i>RITE</i>	0.245313	0.001134	0.508543	0.155832	0.086406	0.002768	4.20E-06	1.46E-08	8.38E-13
<i>TOP</i>	0.102844	0.134987	0.629679	0.000368	0.122248	0.009873	1.51E-06	8.83E-08	4.53E-13
<i>RFDI</i>	0.000356	0.049473	0.452184	0.445531	0.048016	0.004435	4.81E-06	4.18E-10	4.41E-11
Constant	1	3.28E-07	2.26E-15	6.43E-16	2.12E-14	1.54E-14	7.60E-18	9.73E-19	5.16E-23

附表 7 MC3 系数方差分解

特征值	6.02E+08	1551.773	0.122543	0.036624	0.02716	0.005693	0.000109	4.73E-05	1.20E-08
条件数	1.99E-17	7.71E-12	9.77E-08	3.27E-07	4.41E-07	2.10E-06	0.00011	0.000253	1
关联特征值									
变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9
<i>RPCGDP</i>	0.999981	1.89E-05	5.30E-13	1.17E-13	4.76E-12	3.32E-12	1.75E-15	2.49E-16	3.50E-20
<i>RPCGDP</i> <sup>2</sup>	0.999914	8.60E-05	4.61E-10	1.70E-10	5.64E-09	4.07E-09	2.03E-12	2.96E-13	1.72E-16
<i>RPCGDP</i> <sup>3</sup>	0.999798	0.000202	1.59E-08	6.35E-11	3.13E-08	3.73E-08	3.03E-10	1.47E-11	7.63E-12
<i>SCOALC</i>	0.002265	0.021861	0.034747	0.165046	0.483713	0.148141	0.13531	0.008917	4.42E-08
<i>RRD</i> × <i>SCOALC</i>	0.121969	0.13133	0.158311	0.130246	0.006011	0.037327	0.108271	0.306536	3.24E-09
<i>RITE</i>	0.242618	0.000211	0.542721	0.1194	0.092057	0.00299	3.66E-06	3.02E-08	1.11E-12
<i>TOP</i>	0.080368	0.169112	0.614018	0.000653	0.125524	0.010323	1.21E-06	8.61E-08	6.18E-13
<i>RFDI</i>	0.004718	0.071324	0.402613	0.479156	0.0389	0.003284	4.67E-06	2.66E-10	6.16E-11
Constant	1	3.30E-07	2.91E-15	4.07E-16	2.02E-14	1.36E-14	7.35E-18	1.04E-18	6.41E-23

## 参考文献:

- [1] 柴莎莎, 延军平, 杨谨菲. 山西经济增长与环境污染水平耦合协调度[J]. 干旱区资源与环境, 2011, 25(1): 130-134.
- [2] 崔峰, 韩晓敏. 山西省经济增长与环境污染耦合关系研究[J]. 河南科学, 2014, 32(10): 2190-2195.
- [3] 崔满红, 李海生. 资源依赖型区域转型发展的财政金融对策研究[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2012.
- [4] 国家统计局. 《中国统计年鉴》[M]. 北京: 中国统计出版社, 2013.
- [5] 国家统计局. 《中国统计年鉴》[M]. 北京: 中国统计出版社, 2010.
- [6] 国家统计局能源统计司. 《中国能源统计年鉴》[M]. 北京: 中国统计出版社, 2013.
- [7] 国家发展和改革委员会. 《国家应对气候变化规划(2014-2020年)》[R]. 2014.
- [8] 李锴, 齐绍洲. 贸易开放, 经济增长与中国二氧化碳排放[J]. 经济研究, 2011, (11): 60-72.
- [9] 刘淑清. 民生视角下山西省居民收入问题研究[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2012.
- [10] 陆扬. 环境规制影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗? [J]. 经济研究, 2009, (4): 28-40.
- [11] 马丽梅, 张晓. 中国雾霾污染的空间效应及经济、能源结构影响[J]. 中国工业经济, 2014, (4): 19-31.
- [12] 彭皓玥. 自然资源约束下的中国资源型区域可持续发展研究[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2009.

- [13] 齐晓燕, 郭丕斌. 煤炭生产与经济增长和环境污染的关系研究: 以山西省为例[J]. 中国矿业, 2013, 22(11): 41-45.
- [14] 山西省统计局. 《山西能源经济六十年》[M]. 北京: 中国统计出版社, 2009.
- [15] 陶学荣. 公共行政管理学导论[M]. 北京: 清华大学出版社有限公司, 2005.
- [16] 王芳. 中国工业污染现状及其影响因素研究-基于省际面板数据的实证分析[J]. 齐鲁师范学院学报, 2014, 29(4): 128-134.
- [17] 王书斌, 徐盈之. 环境规制与雾霾脱钩效应——基于企业投资偏好的视角[J]. 中国工业经济, 2015, (4): 18-30.
- [18] 闫蕊. 高经济增长及能源消耗趋势下的上海市工业污染排放量预测研究[D]. 无锡: 江南大学, 2013.
- [19] 闫新华, 赵国浩. 经济增长与环境污染的 VAR 模型分析-基于山西的实证研究[J]. 经济问题, 2009, 6: 59-62.
- [20] 叶金珍, 安虎森. 开征环保税能有效治理空气污染吗? [J]. 中国工业经济, 2017, (5): 54-74.
- [21] 张复明, 景普秋. 资源型经济及其转型研究述评[J]. 中国社会科学, 2006, (6): 78-87.
- [22] Ang, J. B. CO<sub>2</sub> Emissions, Research and Technology Transfer in China[J]. Ecological Economics, 2009, 68(10): 2658-2665.
- [23] Belsley, D. A., E. Kuh, and R. E. Welsch. Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity[M]. Germany: John Wiley & Sons, Interscience, 2005.
- [24] Cole, M. A., R. J. R. Elliot, and S. Wu. Industrial Activity and the Environment in China: An Industry-level Analysis[J]. China Economic Review, 2008, 19(3): 393-408.
- [25] Copeland, B. R. International Trade and the Environment: Policy Reform in a Polluted Small Open Economy[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1994, 26(1): 44-65.
- [26] Dean, J. M. Trade and the Environment[R]. 1992.
- [27] Dean, J. M. Testing the Impact of Trade Liberalization on the Environment: Theory and Evidence[J]. Trade, Global Policy, and the Environment, 2002, (402): 55-63.
- [28] Grossman, G. M. and A. B. Krueger. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement [R]. 1991.
- [29] Guan, D., G. P. Peters, C. L. Weber, and K. Hubacek. Journey to World Top Emitter: An Analysis of the Driving Forces of China's Recent CO<sub>2</sub> Emissions Surge[J]. Geophysical Research Letters, 2009, 36(4).
- [30] Han, H. L. Small Sample Properties of Canonical Cointegrating Regressions [J]. Empirical Economics, 1996, 21(2): 235-253.
- [31] Hansen, B. E. and P. C. B. Phillips. Estimation and Inference in Models of Cointegration: A Simulation Study[J]. Advances in Econometrics, 1990, 8(1989): 225-248.
- [32] Hong Kong Trade Development Council [HKTDC]. China's Environmental Market [EB/OL]. (2017-12-09) [2018-06-02]. www.hktdc.com/Research.
- [33] Huang, J. and J. Xia. Regional Competition, Heterogeneous Factors and Pollution Intensity in China: A Spatial Econometric Analysis[J]. Sustainability, 2016, 8(2): 171.
- [34] National Development and Reform Commission of China. Intended Nationally Determined Contribution (INDC) [R]. 2015.
- [35] Konuki, M. T. The Effects of Monetary and Fiscal Policy on Aggregate Demand in a Small Open Economy:

An Application of the Structural Error Correction Model[R]. 2000.

[36] Kirkulak, B., B. Qiu, and W. Yin. The Impact of FDI on Air Quality: Evidence from China[J]. *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies*, 2011, 4(2): 81–98.

[37] Ouyang, X. and B. Lin. An Analysis of the Driving Forces of Energy-related Carbon Dioxide Emissions in China's Industrial Sector[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2015, 45: 838–849.

[38] Montalvo, J. G. Comparing Cointegrating Regression Estimators: Some Additional Monte Carlo Results[J]. *Economics Letters*, 1995, 48(3–4): 229–234.

[39] Park, J. Y. Canonical Cointegrating Regressions[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1992: 119–143.

[40] Pearson, C. S. *Multinational Corporations, Environment, and the Third World: Business Matters*[R]. 1987.

[41] Phillips, P. C. B and B. E. Hansen. Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes[J]. *The Review of Economic Studies*, 1990, 57(1): 99–125.

[42] Phillips, P. C. B and M. Loretan. Estimating Long-run Economic Equilibria[J]. *The Review of Economic Studies*, 1991, 58(3): 407–436.

[43] Ren, S., B. Yuan, X. Ma. and X. Chen. International Trade, FDI (Foreign Direct Investment) and Embodied CO<sub>2</sub> Emissions: A Case Study of China's Industrial Sectors[J]. *China Economic Review*, 2014a, 28: 123–134.

[44] Ren, S., B. Yuan, X. Ma and X. Chen. The Impact of International Trade on China's Industrial Carbon Emissions Since its Entry into WTO[J]. *Energy Policy*, 2014b, 69: 624–634.

[45] Shao, S., L. L. Yang, , M. B. Yu, and M. L. Yu. Estimation, Characteristics, and Determinants of Energy-related Industrial CO<sub>2</sub> Emissions in Shanghai (China), 1994 – 2009[J]. *Energy Policy*, 2011, 39(10): 6476–6494.

[46] Xu, B. and B. Lin. Regional Differences of Pollution Emissions in China: Contributing Factors and Mitigation Strategies[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2016, 112: 1454–1463.

[47] Zhang, J., M. Fu, Y. Geng, and J. Tao. Energy Saving and Emission Reduction: A Project of Coal-resource Integration in Shanxi Province, China[J]. *Energy Policy*, 2011, 39(6): 3029–3032.

[48] Zhang, L., P. K. Adom, and Y. An. Regulation-induced Structural Break and the Long-run Drivers of Industrial Pollution Intensity in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 198: 121–132.

[49] Zhang, L. and Y. An. The Government Capacity on Industrial Pollution Management in Shanxi Province: A Response Impulse Analysis[J]. *Journal of Environmental Management*, 2018, (223): 1037–1046.

[50] Zhang, Y. J. The Impact of Financial Development on Carbon Emissions: An Empirical Analysis in China[J]. *Energy Policy*, 2011, 39: 2197 – 2203.

[51] Zhou, X. Y., J. Zhang, and J. P. Li. Industrial Structural Transformation and Carbon Dioxide Emissions in China[J]. *Energy Policy*, 2013, 57: 43 – 51.

## Environmental Regulation, Structures of Energy Supply and Demand and Industrial Pollution

An Yao and Zhang Lin

(School of Energy and Environment, City University of Hong Kong)

**Abstract:** As a big province of coal production and consumption, Shanxi's environmental problems are becoming increasingly prominent. By constructing the industrial pollution index using principal component analysis (PCA) and the data of Shanxi province, we utilize several time-series estimators including Fully-Modified OLS and Canonical Cointegration Regression to deal with the problems of serial correlation and endogeneity. The results show that the higher the share of coal production and consumption both increase the industrial pollution intensity. And the share of coal production causes more serious negative externality to the environment. The resource-based economy reform significantly stimulates the decrease of industrial pollution intensity via adjusting the structure of coal energy production and consumption. Specifically, adjusting the share of coal consumption has higher potential to reduce industrial pollution intensity. Therefore, to accelerate the establishment of ecological civilization and achieve the goal of beautiful Shanxi, it is imperative to expand the investment of environmental governance and firmly implement the stringent environmental law to decline the industrial pollution directly. On the other hand, we should spare no effort to enforce and deepen the resource-oriented economic reform in Shanxi province. In the meantime, it is necessary to adjust the industrial structure and reduce the dependence of industrial economic development on the coal production and consumption. Another policy handle is to introduce the foreign investors with innovative ability and advanced production technology to set up factories. This measure can trigger the vitality of market entities, stimulate competitiveness of enterprises as well as optimize the production efficiency and quality of products. Only in this way can Shanxi province completely tackle the negative externalities in ecological environment.

**Keywords:** Environmental Regulation; Industrial Pollution Intensity; Regulation-induced Structure Break; Share of Coal Production/Consumption

**JEL Classification:** C5, E2, O14, Q4, Q5

(责任编辑:朱静静)