

区域科学发展的实证分析

——基于面板数据的联立方程估计

占绍文, 张海瑜

(西安建筑科技大学, 陕西 西安 710055)

摘要: 考虑到区域经济增长、环境与就业之间的多向影响机制, 基于榆林市 12 区县 2006—2010 年的面板数据, 通过构建包括经济、环境与就业效应的联立方程模型, 探讨了区域发展的主要影响因素。实证结果表明, 榆林地区工业废水、工业二氧化硫、工业固体废物与人均 GDP 之间呈倒“U”型 EKC 曲线关系, 符合环境库兹涅茨曲线假说, 但还远没有越过环境曲线的拐点; 相关检验结果说明榆林地区的经济增长应逐步打破当前的要素投入依赖, 转变增长方式, 社会保障和教育投资的增长效益也在显现。

关键词: 经济增长; 环境; 就业; 面板数据; 联立方程组

中图分类号: F 061.5

文献标志码: A

文章编号: 1008-7192(2013)06-0041-08

An Empirical Study on Regional Scientific Development

——A simultaneous equation estimation based on panel data model

ZHAN Shao-wen, ZHANG Hai-yu

(Xi'an Univ. of Arch. & Tech., Xi'an 710055, China)

Abstract: Based on the panel data of 12 counties (district) of Yulin from 2006 to 2010, the paper discusses the major factors affecting the regional development in such aspects as regional economic growth, regional pollution, and employment, by constructing a simultaneous model of the regional pollution indicators, the regional economic growth and the employment indicators. The results show that the relation between GDP per capita and three indicators of Yulin (the indwater, the indSO² and the indwaste) presents an inverted “U-shape” curve, which is consistent with hypothetical EKC (Environment Kuanets Curve), and yet far away from the inflection point. The relevant outcome shows that as far as the economic growth is concerned, it is necessary for Yulin to break the dependence on the current input, change the growth mode so that the benefit of social security and educational investment growth are evident.

Key words: economic growth; environment; employment; panel data; simultaneous equation

收稿日期: 2013-05-10

基金项目: 市校联合基金项目: 榆林市循环经济发展模式机动力机制研究(YLZ012-108)。

作者简介: 占绍文(1970-), 男, 湖北罗田人, 西安建筑科技大学管理学院教授, 研究方向为公共政策分析。

目前,对于区域科学发展的研究大多都是单独从一个方面出发,或者只是研究经济与环境,经济增长与就业之间的关系,具有一定的侧重点,对于经济增长、环境与就业之间的多向影响机制研究者甚少,而经济发展现象是极为复杂的,其中诸因素相互依存、互为因果,存在密切而错综的关系,为此本文引入了区域科学发展效益的联立方程组计量模型,在这个模型中,各个因变量所对应的自变量集(包括变量和个数)是不相同的,并且某一方程的因变量在另一方程中可以自变量的形式出现,从而能够准确反映变量之间的双向因果关系^[1],如此就将经济增长、环境与就业效应纳入同一框架加以系统性考察。同时协调发展从纵向看是一个动态的发展过程,所以本文运用面板数据两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计,采用2006—2010年榆林12区县的数据,这样就能够将各区县截面数据与时间序列数据综合起来进行分析,由此获得更多更具体的信息,从三系统的协调性关系上对榆林地区科学发展进行细致深入的探讨和分析。

一、经济、环境与就业之间的关系

1. 经济与环境的关系

对于经济发展与环境质量关系的理论研究路线众多,各有特色。总体上经济发展对环境质量影响的理论研究先后经历了三个发展阶段,即罗马俱乐部提出的“增长极限说”、环境库兹涅茨曲线假说、对环境库兹涅茨曲线假说的质疑(贸易与环境库兹涅茨曲线假说)。EKC假说的提出者认为:“经济增长受可利用自然资源的制约而不可长期持续,因而为了达到保护环境资源的目的必须人为地降低经济增长速度”的观点(增长极限说)^[2],是以技术和环境支出静止不变为假设前提的。虽然在经济发展的早期,生产和消费的增加都会给资源和环境带来巨大的压力,在其他条件不变的情况下,经济总量越大,需要资源投入越多,导致经济活动副产品——污染排放越多,从而环境状况越恶劣,这是经济对环境的规

模效应^[3]。然而,从技术效应角度看,根据内生增长理论,技术进步可能提高生产过程中的资源使用效率,可以减轻污染物的排放量,进而减轻环境压力。如果考察更长的时间,经济发展到更高水平时,产业结构升级,能源密集型为主的重工业向服务业和技术密集型产业转移,进而减轻环境压力,这是经济对环境的结构效应。一般来说,在经济发展的初始阶段,规模效应的影响最为显著,而随后结构效应和技术效应将逐渐占据主导地位。因此,从长期来看,伴随着经济增长,污染将出现先上升后下降的趋势^[4]。

环境污染对经济增长也会产生影响,有不少学者将自然资源、环境质量等同于传统生产函数式中的物质资本、劳动力等要素投入,来考察在生产过程中包括资源要素投入的最优增长问题;另有研究从需求方面来考察环境污染对经济增长的影响^[5]。总之,环境变化、污染排放也同时影响着产出变化与消费偏好而作用于经济增长。综上所述,可以发现经济增长与环境质量之间是一种互动的双向关系。

2. 环境与就业的关系

科学发展观不仅从生态学、经济学的角度,同样也从社会学的角度研究人类的发展,但是现有的文献对环境污染引起的社会问题研究的甚少,然而,能够实现循环经济,减少碳排放与增加就业的双重红利是科学发展观的重要内容,环境与就业之间既存在替代关系也存在着互补关系,但目前关注环境与就业的文献很少。由于生态环境恶化,很多国家都实施了严格的环境规制,因此也引出一个问题即环境规制是否可能产生潜在的就业负效应,但事实上,经济理论并没有对“增强环境标准是否将导致就业减少”给出一个明确的答案^[4,6]。虽然环境规制使企业损失了部分“棕色”就业,但是环境保护同样能够创造“绿色”就业,即推行循环经济,开辟创业新空间,环境保护能否使发展中国家获得“正向”的就业净效应,在短期内获得就业的“双重红利”还有待今后进一步研究^[4]。本文通过构建包括就业方程在内的方程组,运用联立方程组估计法对环境与就业之间的关系进行估计。

3. 就业与经济增长的关系

关于就业与经济增长的研究文献众多,学术界发表了许多不同的见解,早在1962年经济学家阿瑟·奥肯就提出就业是经济增长的派生需求,经济增长速度快,对劳动力的需求量相对较大,就业水平则高。但是,现在的中国经济发展似乎进入了“高增长、低就业”的陷阱,其中最具代表性的观点主要从技术进步、经济结构、要素价格、劳动力低效配置(不充分就业)和隐性失业等方面来分析中国就业与经济增长之间的关系。本文同样运用联立方程组估计法对就业与经济增长双向影响机制进行评估。

二、模型构建与数据说明

1. 模型构建

联立方程组模型研究的是一个经济系统,它是由若干个单一方程组成的,模型中不止一个被解释变量,对M个方程可以有M个被解释变量。联立方程组模型的参数估计除了考虑该方程本身的(有限)信息外,还可以考虑该方程组表示的整个经济系统所提供的信息(包括联立方程组中方程之间的关联信息)^[7]。在线性联立方程组中没有必要按常规地分清自变量和因变量,只需要区分内生变量(即因变量)与外生变量(即自变量),前者是与观测误差有关的随机变量,后者是与观测误差无关的变量^[1]。

在本文中共有3个内生变量,分别为Y, E, L, 其余变量为外生变量,每个方程中都至少有1个其他方程中没有的外生变量。根据联立方程组结构式模型识别的充分必要条件,可将阶条件和秩条件结合起来综合运用,经过秩条件与阶条件检验,上述三个方程均为过度识别方程,因而该模型是能够识别的,因此可采用两阶段最小二乘法(2SLS)估计模型的参数。

本文分析采用的是时间序列和截面数据相混合的面板数据,以控制不可观测的个体异质性,并因其包含的信息量更大,从而降低了变量间共线性的可能性,增加了自由度和估计的有效

性。另外,考虑到面板数据在截面维度的特定差异,即各个省份之间由于经济发展程度以及其他经济因素存在的差异性,为减少由于截面数据(时期数据)造成的异方差影响,本文采用了截面加权(cross-section weights)固定效应模型来反映不同经济区域的特定差异,以保证变量的显著性和无偏性,提高参数估计的有效性^[5]。

基于以上分析结果,建立如下联立方程计量模型:

收入方程:

$$\ln Y_{it} = \alpha_i + \alpha_1 \ln Y_{it}(-1) + \alpha_2 \ln E_{it} + \alpha_3 \ln L_{it} + \alpha_4 \ln HH_{it} + \alpha_5 \ln HT_{it} + \alpha_6 \ln I_{it} + \mu_{it}$$

环境方程为:

$$\ln E_{it} = \beta_i + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 (\ln Y_{it})^2 + \beta_3 \ln FE_{it} + \beta_4 \ln YM_{it} + \beta_5 \ln SR_{it} + \beta_6 \ln HT_{it} + \xi_{it}$$

就业方程:

$$\ln L_{it} = \gamma_i + \gamma_1 \ln Y_{it} + \gamma_2 \ln E_{it} + \gamma_3 \ln LF_{it} + \gamma_4 \ln LM_{it} + \gamma_5 \ln LS_{it} + \gamma_6 \ln LT_{it} + \nu_{it}$$

其中定义变量:*i*代表榆林市12区县,*t*代表年份; α_i 、 β_i 、 γ_i 分别表示与各省市相关的特定截面效应, μ 、 ξ 、 ν 为误差项;Y, E, L为内生变量,其他变量均为外生变量。式中Y代表人均国内生产总值;E代表环境质量;L表示就业人数;

2. 样本数据变量的统计描述

实证数据取自《榆林市统计年鉴》、榆林市各县区《统计年鉴》、《榆林市环境质量报告》、榆林市国民经济和社会发展统计公报,面板数据以2006—2010年榆林市12个区县作为样本,对样本的描述性统计见表1。

三、计量结果分析

1. 收入方程估计结果

本方程中的外生变量包括:健康状况(HH)、教育状况(HT)、固定资产投资(I)。从表2中显示三种污染物指标的估计方程均通过了F检验,且拟合优度很好,同时DW值都很理想,显示了残差序列不相关,即数据中的相关信息得到了充分的提取。

表 1 样本数据变量的统计描述

| 变量 | 定义 | 单位 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----|------------------|------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Y | 人均 GDP | 元/人 | 9.659 3 | 1.087 203 | 8.036 183 | 11.900 2 |
| | YW 工业废水 | 万吨 | 2.824 486 | 3.134 844 | -3.912 02 | 8.042 336 |
| E | YG 工业二氧化硫 | 吨 | 6.792 654 | 2.739 43 | 1.953 028 | 10.960 06 |
| | YS 工业固体废物 | 万吨 | 0.569 479 | 3.628 706 | -4.605 17 | 6.666 486 |
| L | 就业人数 | 万人 | 11.796 08 | 0.507 134 | 10.351 37 | 12.551 08 |
| HH | 健康状况 | % | 0.286 99 | 0.133 664 | 0.102 625 | 0.635 33 |
| HT | 教育状况 | % | 0.560 534 | 0.133 477 | 0.292 971 | 0.836 902 |
| I | 固定资产投资 | 万元 | 12.248 17 | 1.499 855 | 9.442 325 | 14.640 72 |
| FE | 环境治理成本 | 万元 | 6.230 012 | 3.063 213 | 0.824 561 | 10.515 37 |
| YM | 综合能源消费量 | 吨标准煤 | 10.825 3 | 2.840 916 | 5.866 468 | 15.883 2 |
| SR | 第二产业占 GDP 的比例 | % | 0.457 297 | 0.255 321 | 0.079 589 | 0.910 741 |
| LF | 农林水气事业费占财政支出比例 | % | 0.114 727 | 0.056 35 | 0.020 546 | 0.227 916 |
| LM | 行政管理费占财政支出比例 | % | 0.211 783 | 0.051 101 | 0.115 186 | 0.313 266 |
| LS | 社会保障补助支出占财政支出比例 | % | 0.045 89 | 0.022 84 | 0.000 537 | 0.101 671 |
| LT | 教育事业医疗卫生费占财政支出比例 | % | 0.343 761 | 0.069 569 | 0.203 866 | 0.504 588 |

注:表中 HH 的计算方法为首先对指数每千人人口卫生床位数与每千人口拥有医护人员数进行无量纲化处理,再按照等权重算术相加;HT 是初中升学率与高中升学率的算术平均数。FE 的计算过程详见《榆林市绿色 GDP 核算研究》^[8]。

首先从基本的要素投入,即物质资本、劳动力、人力资本(包括健康和教育状况)来讨论产出效应。由于考虑到数据的可得性,物质资本采用了 12 区县的固定资产投资。从三组样本的估计结果看,上一期的人均产出、就业人数、健康状况及固定资产投资对本期的人均产出均有显著正影响,由此可知,固定资产投资每增长 1%,将引起榆林市各区县人均 GDP 增长率上升 0.093 585%~0.123 118%;健康状况的估计系数显著为正,作用大小在 0.698 832%~0.935 629%之间;就业人数的估计系数表明其正向作用在 0.352 964%~0.604 52%之间;而教育状况对人均 GDP 无显著性影响,且估计系数为负值。分析以上实证结果可见,榆林地区的教育投资至今还没有产生重大的增长效益,这同时也反映了教育的低效率和教育取向的不当。所以说对于榆林这种以常规的资源消耗方式谋求经济发展的区域,如果能够在今后的发展中步入科学的可持续发展的经济增长的轨道,并将教育投资创造的人力资本与因资源开发迅速积累起来的有形资本合理的结合,必将成为生产率大幅度增长的基础。

从环境污染的产出效应看,工业废水、工业二氧化硫、工业固体废物对各区县的人均 GDP 均表现出显著的促进作用,其估计系数分别在 5%、10%、1%水平上通过了显著性检验。这里将环境质量等同于传统生产函数式中的要素投入,结合就业人数及固定资产投资的估计结果,表明榆林地区的经济增长仍然是以要素投入为主,高投入、高污染的经济增长模式并没有得到根本改善。

2. 环境方程估计结果

众多实证文献研究了环境库兹涅茨曲线的存在性,基于已有理论,在面板数据的基础上采用了二次多项式与对数形式相结合方式构建了环境方程,此方程中的外生变量包括:环境治理成本、综合能源消费量、第二产业占 GDP 的比重、教育状况。

结果显示三组样本数据调整后的 R² 均在 90%以上,表明模型的拟合效果很好,并且回归方程高度显著;DW 值不存在序列相关,总的来说,模型的解释力很强。表 3 中显示 3 类污染指标整体估计都通过了 F 检验,且二次项系数均小

于零,说明所选取的污染物指标与人均 GDP 之间呈倒“U”型 EKCW 人均 GDP 曲线。进一步计算可得到工业废水的转折点为 98 276. 41 元,工业二氧化硫的转折点出现在人均 GDP 为 56 647. 63元左右,工业固体废物的转折点为 33 100. 81元。总体来看,榆林市经济仍然位于 EKC 曲线的左半段,还远没有越过环境曲线的拐点,环境压力依然很大。

表 2 收入方程估计结果

| 变量 | 人均 GDP | 人均 GDP | 人均 GDP |
|---------------------|-------------------------------|------------------------------|-------------------------------|
| 常数项 | -1. 874 35 (-0. 677 55) | -3. 732 73 (-1. 551 78) | -0. 683 091 (-0. 366 293) |
| 滞后一期的人均 GDP Y(-1) | 0. 476 847 (5. 025 152)*** | 0. 515 738 (5. 528 7)*** | 0. 475 843 (5. 398 431)*** |
| 工业废水 YW | 0. 029 142 (1. 883 734)** | | |
| 工业二氧化硫 YG | | 0. 030 766 (1. 636 257)* | |
| 工业固体废物 YS | | | 0. 040 206 (2. 554 862)*** |
| 就业人数 L | 0. 472 893 (1. 853 874)** | 0. 604 52 (2. 571 099)*** | 0. 352 964 (2. 020 093)** |
| 健康状况 HH | 0. 909 186 (2. 063 236)** | 0. 698 832 (2. 077 27)** | 0. 935 629 (2. 749 764)*** |
| 教育状况 HT | -0. 025 86 (-0. 139 47) | -0. 261 91 (-1. 435 46) | -0. 169 224 (-0. 954 158) |
| 固定资产投资 I | 0. 093 585 (2. 094 837)** | 0. 094 018 (2. 107 166)** | 0. 123 118 (3. 169 123)*** |
| F 统计量 | 479. 663 4 | 548. 148 3 | 610. 939 7 |
| 调整后的 R ² | 0. 994 257 | 0. 994 972 | 0. 995 488 |
| Prob(F-statistic) | 0. 000 000 | 0. 000 000 | 0. 000 000 |
| Durbin-Watson stat | 2. 159 687 | 2. 097 205 | 2. 201 843 |

注:括号内为估计系数所对应的 t 统计值,*,**、*** 分别代表 10%、5%和 1%的统计显著性水平,表 3、表 4 同。

对于其他影响因素,从表 2 中看环境治理成本的估计系数基本上为负,且均通过显著性检验,说明环境污染治理投资有效抑制了污染物排放,改善了环境质量,未来仍然需要增加环境污染治理投资,以有效减少各种环境污染物的排放。从综合能源消费量的检验结果看除工业废水的估计系数为负,其余两类污染物的系数均为正值,意味着能源消费量的减少会抑制污染物排放,所以应大力推进煤炭资源深度转化,坚持能源与非能源互动支撑,加强节能减排技术的开发。

从产业结构的检验结果看,除工业废水外,其他两类污染指标的系数均为正值,观测榆林市各区县 10 年间第二产业比重平均值发现第二产业比重上升趋势明显,说明以煤炭资源开采及初级加工为主的粗放生产方式导致了污染排放增多,生态环境恶化,所以应加快产业结构转型,着力发展环保型产业。除了工业废水以外,教育指标对其他两类污染物指标均表现出正的影响力,所得结果一方面可能受所选取的度量指标、样本区域数据的限制,另一方面也说明教育投入还未能充分发挥出其应有的作用。

虽然如此,从长期来看榆林地区 EKC 曲线仍大致呈倒 U 型,说明在经济快速发展和能源化工工业仍占重要地位的情况下,由于人们环保意识、政府环境保护工作力度的逐渐增强;经济增长的技术效应、结构效应对环境的正面影响逐步加强,经济增长达到一定水平后环境恶化程度将会得到遏制,并逐渐进入经济与环境协调发展的高级阶段^[9]。

表 3 环境方程估计结果

| 变量 | 工业废水 YW | 工业二氧化硫 YG | 工业固体废物 YS |
|---------------------|-------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| 常数项 | -42.074 06 (-2.452 04)** | -13.076 55 (-2.149 398)** | -48.023 6 (-4.431 61)*** |
| 人均 GDP | 7.319 95 (2.271 337)** | 4.885 96 (2.057 92)** | 7.519 95 (4.111 632)*** |
| 人均 GDP 的平方(lnY)2 | -0.327 08 (-1.788 596)* | -0.223 21 (-2.280 085)** | -0.353 02 (-4.237 844)*** |
| 环境治理成本 FE | -0.980 457 (6.386 319)*** | -0.792 857 (15.727 53)*** | 0.403 689 (5.723 085)*** |
| 综合能源消费量 YM | -0.232 096 (-2.147 001)** | 0.209 153 (5.142 42)*** | 0.313 287 (-2.020 591)** |
| 第二产业占 GDP 的比重 SR | -4.857 493 (-1.940 767)* | 0.736 822 (0.687 591) | 10.149 54 (7.686 392)*** |
| 教育状况 HT | -7.192 686 (-3.901 586)*** | 1.530 411 (2.493 342)*** | 1.947 93 (2.645 841)*** |
| 曲线形状 | 倒 U 型 | 倒 U 型 | 倒 U 型 |
| F 统计量 | 49.628 07 | 508.467 1 | 326.906 1 |
| 调整后的 R ² | 0.946 204 | 0.994 581 | 0.991 588 |
| Prob(F-statistic) | 0.000 000 | 0.000 000 | 0.000 000 |
| Durbin-Watson stat | 2.050 241 | 2.178 903 | 2.119 432 |

3. 就业方程估计结果

在此方程中就业人数除了受到人均收入、环境质量的影响,本文还引入了财政支出的各项明细,对现行财政政策的就业效应进行了实证分析。因财政支出数据主要来源于《榆林市统计年鉴》,受到统计部门核算口径的影响导致某些指标数据量不足,所以选用农林水气事业费、行政管理费、社会保障补助支出、教育事业医疗卫生费占财政支出的比重作为此方程的外生变量。

首先看整体方程的拟合效果很好,各项检验指标均达到标准。从表 4 可以看到随着人均 GDP 的增加,就业人数呈现上升趋势;三类污染物指数的估计系数均为正且显著性水平较高,表明其对就业人数起到正向影响作用,此现象反映出榆林区域经济发展长期依赖于高碳行业,这与

经济结构早已向第三产业转变的发达国家存在着显著差异^[6];对于绿色经济发展模式是否一定暗含了就业损失,此方程组模型没有显示,还有待今后进一步研究。

关于财政支出对就业的影响,首先结果表明农林水气事业费越高,就业人数越大,但是农林水气事业费占比对就业人数的影响并不显著,只在工业二氧化硫一组样本中估计值显著为正,但这也一定程度上反映出财政农业支出的使用绩效不高。行政管理费在三组样本中的系数均为负,且均通过了显著性检验,说明行政管理费对就业人数将产生负向作用,反映出榆林各区县行政管理费占财政支出的比例过重,给财政带来了沉重的负担,因此,应控制行政成本的过快增长。

社会保障补助支出的三组样本的回归结果

均不是很显著,一种原因可能是所取样本数据统计偏差,另一种原因也说明了榆林各区县社会保障投入不足或不均衡,社会保障的失业保证作用并没有对就业产生深远的影响。教育事业医疗卫生费对改善就业的作用不明显,且呈负相关。考虑到政府财政支出对就业的时滞性影响,在今后的研究中有必要构建带有滞后期的就业回归模型。

表 4 就业方程估计结果

| 变量 | 就业人数 | 就业人数 | 就业人数 |
|---------------------|-----------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| 常数项 | 11.295 39 (37.092 84)*** | 11.327 56 (44.752 93)*** | 11.370 57 (36.082 41)*** |
| 人均 GDP Y | 0.052 598 (1.875 913)* | 0.044 411 (1.850 805)** | 0.062 368 (2.343 963)** |
| 工业废水 YW | 0.017 940 (3.015 677)*** | | |
| 工业二氧化硫 YG | | 0.016 907 (4.467 908)*** | |
| 工业固体废物 YS | | | 0.016 908 (5.128 796)*** |
| 农林水气事业费占比 LF | 0.272 054 (1.074 541) | 0.379 015 (2.129 335)** | 0.132 647 (0.593 524) |
| 行政管理费占比 LM | -0.440 122 (-1.903 344)* | -0.522 193 (-3.573 704)*** | -0.600 648 (-3.452 876)*** |
| 社会保障补助支出占比 LS | -0.096 361 (-0.273 257) | -0.179 229 (-0.568 325) | 0.054 867 (0.151 255)* |
| 教育事业医疗卫生费占比 LT | 0.010 631 (0.085 828) | -0.006 962 (-0.064 878)* | -0.225 195 (-1.924 455)* |
| F 统计量 | 900.496 1 | 2166.738 | 2256.564 |
| 调整后的 R ² | 0.996 936 | 0.998 725 | 0.998 776 |
| Prob(F-statistic) | 0.000 000 | 0.000 000 | 0.000 000 |
| Durbin-Watson stat | 1.770 815 | 1.700 414 | 1.750 192 |

四、结 论

本文基于榆林市 12 区县 2006—2010 年的面板数据,引入带有经济、环境与就业效应的联立方程模型,采取两阶段最小二乘法(2SLS)对模型进行了实证估计,可以得出如下结论。

(1)固定资产投资、就业人数及环境质量指标对人均 GDP 均有显著正影响,说明榆林地区的经济增长仍然是以要素投入为主,高投入、高污染的经济增长模式并没有得到根本改善。而教育状况对人均 GDP 无显著性影响,反映出榆林地区的教

育投资至今还没有产生重大的增长效益,而教育投资(可引申为人力资本投资)既是提高劳动生产率和投入产出率的有效途径,又是能够节约地使用我们有限资源的经济增长方式,教育投资在短期内的回报率有可能会很低,但是在长期内将成为生产率大幅度增长的基础。所以相关部门还应加大该区域的健康人力资本投资,逐步调整教育投资结构,消除教育投资的挤出效应^[10]。

(2)工业废水、工业二氧化硫、工业固体废物与人均 GDP 之间呈倒“U”型 EKC 曲线关系,榆林市经济仍然位于 EKC 曲线的左半段,还远没有越过环境曲线的拐点,人均 GDP 对三种污染

物排放量弹性系数在 4.885 96%—7.519 95%之间,反映出榆林在区域发展过程中应对环境变化面临巨大的挑战。综合能源消费量与产业结构指标对三类污染物指标基本上表现出正的影响力,环境治理成本的估计系数基本为负且均通过显著性检验,所得结果与预期基本相符。

(3)三类污染物指数对就业人数表现出显著的正向影响作用,说明榆林区域经济发展长期依赖于高碳行业,行政管理费对就业人数的系数均为负,其作用大小在-0.600 648%~-0.440 122%之间,说明行政管理费占财政支出的比例过重,应合理控制政府消费规模,提高政府的运行效率。社会保障补助支出和教育事业医疗卫生费回归结果均不是很显著,但也从一定程度上反映出这两项支出投入不足或不均衡,所以政府应重视社会福利支出,通过增加人力资本积累促进经济增长“间接效应”,起到兼顾公平和效率的“双赢”结果^[11]。

总之,本文主要关注的还是经济与环境之间

的关系,虽然联立方程估计结果显示榆林地区的经济与环境符合倒“U”型 EKC 曲线,但是并不是承认加速物质资本、人力资本的积累来加速经济增长,从而快速超越环境倒 U 型曲线临界点的做法是最优的政策选择^[5]。分析指出,首先要从思想层面上提高人们的素质、转变人们的环保观念,在现代社会,意识形态问题主要是靠改变人们道德观念的宗教推进的,在现代社会如何有效地将环保理念作为公众的一种思想体系、思维方式,一种认知惯例,一种社会价值观,这个问题是发展经济学中最重要的议题之一。再次是如何改变发展方式的问题,2000 年西班牙学者 Gregory Unruh 提出“碳锁定”概念,亦即当前的工业经济“锁定”在了以化石燃料为基础的能源系统中,并且由“碳锁定”产生的市场失灵和政策失灵进一步阻碍了低碳技术的应用和扩散,所以要改变“碳锁定”就要推进技术体制转型,进而实现经济、社会文化和生态等系统向科学可持续的方向转向,打破原有的路径依赖^[12,13]。

参 考 文 献

- [1]郎奎建. 森林生态效益的线性联立方程组模型的研究[J]. 应用生态学报, 2010(8):1323-1328.
- [2]MEADOWS H. The limits to Growth[M]. New York University Books, 1972:24-126.
- [3]于 峰,齐建国,田晓林. 经济发展对环境质量影响的实证分析:—基于 1999—2004 年间各省市的面板数据[J]. 中国工业经济, 2006(8):36-44.
- [4]陆旸. 从开放宏观的视角看环境污染问题: 一个综述[J]. 经济研究, 2012(2):146-158.
- [5]包群,彭水军. 经济增长与环境污染:基于面板数据的联立方程估计[J]. 世界经济, 2006(11):48-58.
- [6]陆旸. 中国的绿色政策与就业: 存在双重红利吗?[J]. 经济研究, 2011(7):42-54.
- [7]庞皓. 计量经济学学习指导[M]. 北京市:科学出版社, 2010:180-223.
- [8]张海瑜,占绍文,冯全. 榆林市绿色 GDP 核算研究[J]. 安徽农业科学, 2012:16725-16729.
- [9]韩旭. 中国环境污染与经济增长的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2010(4):85-89.
- [10]于东平,段万春. 健康人力资本、教育人力资本与经济增长:基于我国省级面板数据的实证研究[J]. 武汉理工大学学报:社会科学版, 2011(3):332-336.
- [11]范静泊,杨天宇. 社会福利支出、人力资本与中国经济增长:基于省级面板数据的研究[J]. 当代经济管理, 2012(7):13-18.
- [12]李宏伟,屈锡华,杨梅锦. 环境技术政策研究的系统和演化转向:“碳锁定”与技术体制转型[J]. 天府新论, 2013(1):56-59.
- [13]UNRNH G C. Understanding Carbon Lock — in [J]. Energy Policy, 2000, 28 (12):817-830.