

能源高质量发展与环境保护动态关系管理研究

——基于区域的模型分析

汤瑞丰^{1,2} 锁箭¹¹

(1. 云南大学 工商管理与旅游管理学院, 云南 昆明 650091;

2. 云南省能源投资集团有限公司, 云南 昆明 650228)

【摘要】: 能源高质量发展与环境保护是中国高质量发展的有机组成部分, 研究能源高质量发展与环境保护动态关系对于建设中国高质量发展体系尤为重要。基于区域视角对云南省 1995—2017 年能源消费数据和主要大气排放量数据进行实证分析, 通过建立能源消费和大气保护动态关系区域 VAR 模型, 运用 Johansen 协整检验和脉冲响应进行分析, 得出结论。从短期看, 天然气和一次电消费的增加会减少环境污染, 但长期看, 这种影响由于产业结构的特性和固化, 不能产生持久性的作用。据此为区域能源高质量发展、产业调整、环境保护动态关系管理提供较为精准的量化依据, 并提出意见和建议。

【关键词】: 能源高质量发展 环境保护 动态关系

【中图分类号】: X51 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2021)05-185-07

能源与环境保护关系紧密, 在社会经济快速发展的同时, 随之而来的环保问题也越来越凸显出来。为此, 党的十八大报告把生态文明作为重要内容列入“五位一体”总体布局中, 党的十八届三中、四中全会相继从制度体系建设和法律层面要求加强生态环境保护。2013 年 9 月 10 起施行的《大气污染防治行动计划》明确, 到 2017 年煤炭占能源消费总量比重降低到 65% 以下, 非化石能源消费比重提高到 13%。党的十九大提出, 推进绿色发展, 加快建立绿色生产和消费的法律制度和政策导向, 建立健全绿色低碳循环发展的经济体系; 推进能源生产和消费革命, 构建清洁低碳、安全高效的能源体系; 推进资源全面节约和循环利用; 持续实施大气污染防治行动, 打赢蓝天保卫战^[1]。在上述绿色发展要求和《大气十条》的基础上, 2018 年的《打赢蓝天保卫战三年行动计划》为今后三年大气污染防治工作提出新的行动纲领, 标志着大气治理第二阶段正式开启。

本文结合新发展理念和能源高质量发展要求, 从区域角度研究能源消费和环境保护的动态关系具有针对性和现实意义。本文选取云南省为研究对象, 云南省能源生产能力较强, 但由于工业不发达, 载能产业不足。而《云南省打赢蓝天保卫战三年行动实施方案》明确指出, 到 2020 年, 全省二氧化硫、氮氧化物排放总量分别比 2015 年下降 1%, 地级城市空气质量优良天数比率保持在 97.2% 以上, 要全面完成大气环保约束性指标, 这充分说明区域能源高质量发展和环境保护的重要性和紧迫性。云南省需要在新发展理念指导下, 结合绿色能源高质量发展战略, 进行产业结构优化调整和改造升级, 同时加强环境保护治理力度, 确保在完成产业升级的同时完成大气污染防治目标。

作者简介: 汤瑞丰, 博士研究生, 正高级经济师, 研究方向为企业管理、能源经济、国际经贸、投资和财税。

锁箭, 博士, 教授, 研究方向为企业管理、能源经济、中小企业经营管理与政策。E-mail:suojian@sohu.com

基金项目: 云南大学第十一届研究生科研创新项目“云南省能源消费结构与大气保护动态关系管理研究”(2019125)

1 文献综述

在国内的研究文献中,对能源和环境影响的研究开始于 20 世纪 80 年代初,一般主要运用定性方法开展研究,随着量化分析方法运用水平的提升,目前大部分的研究都是运用计量经济学方法及其模型来研究能源消费对环境污染的影响来。其中,曲卫华^[2]研究了我国能源消费对环境与公共健康的影响,认为我国煤炭消费比重、石油消费比重对二氧化硫排放量、烟尘排放量长期与短期内都有重要影响,二氧化硫排放量等对人体健康长期与短期都有重要影响。马丽梅和张晓^[3]研究了中国大气污染的空间效应及对经济、能源结构的影响,认为能源消耗结构中煤炭所占比重与大气污染水平呈同方向变动,从长期来看,要加大对太阳能、风能等的利用。刘志雄^[4]基于我国 1991—2011 年的数据,实证研究了能源消费和环境污染的问题,认为我国能源消费对环境污染具有正效应,故要解决好能源消费及环境污染问题。吴鸣然和赵敏^[5]基于中国 1990—2014 年的时间序列数据研究了能源消费、环境污染与经济增长的动态关系,认为中国能源消费总量、二氧化硫排放量与 GDP 增长之间存在稳定的关系。郭百红和高文^[6]针对我国生态问题中的碳排放问题,选择经济增长、能源消耗、碳排放进行协整分析,提出了实现经济增长与生态环境保护的路径。高彩艳等^[7]对西安、乌鲁木齐、西宁 3 个城市 2005—2011 年的空气质量等数据进行了统计和分析,认为 3 个城市工业能源结构单一,工业原煤消费比重较高,能源利用效率低。林美顺^[8]基于中国 1985—2015 年的数据,研究发现清洁能源消费的比重每提高 1%,将分别使二氧化碳和二氧化硫排放减少 0.129%和 0.408%,而且不同减排措施的减排成本与收益存在明显差异,为清洁能源替代战略和实施可持续经济增长提供了依据。李繁荣等^[9]基于马克思人与自然物质变换思想,分析了绿色发展和人与自然之间物质变换的关系,提出要加强能源清洁低碳利用技术的研发和推广。莫建雷等^[10]提出了中国实现碳达峰目标、非化石能源比例目标和碳强度目标所需的政策措施与成本,建议进一步采取减排措施,强化能源与气候目标的协同设计,充分利用碳定价与可再生能源补贴的政策组合优势。

通过分析发现,大多文献是考虑经济发展与能源消费两者之间的关系,较少从能源高质量发展和环境保护的结构方面进行动态定量研究,其中有部分是利用 VAR 计量模型对能源消费与大气污染治理的关系进行了研究。本文正是基于能源高质量发展和环境保护的密切关系和各自特点,创新地对区域性能源高质量发展与环境保护二者之间的动态关系进行研究。

2 区域能源消费结构和主要空气污染物排放状况

从能源消费情况来看,云南省煤炭消费、石油消费和天然气消费三项合计占全部能源消费的比重从 1995 年的 76.20%下降到 2017 年的 57.10%,而同时一次电的消费比重从 23.80%增长到了 41.69%,能源消费从以煤炭和石油等化石能源消费为主逐步转变为以一次电、煤炭和石油消费为主。1995—2017 年云南省煤炭、石油、天然气和一次电占能源消费比重变化如图 1 所示。

如图 1 所示,从云南省能源消费结构上来看,1995 年,石油、煤炭、天然气、一次电的消费占比分别为 7.7%、66.00%、2.50%、23.80%,以煤炭消费为主,到 2017 年,石油、煤炭、天然气、一次电消费的占比分别为 16.0%、40.20%、0.89%、41.69%,以一次电和煤炭消费为主。从 1995 年到 2015 年,煤炭消费比重持续居于最主要的地位,仅在 2016 年和 2017 年低于一次电的消费比重,但煤炭的消费比重均高于 40%,仍处于重要的地位,但长期来看,从 1995 年的 66.00%下降到了 2017 年的 40.20%。与煤炭的消费比重变化形成鲜明对比的是一次电的消费比重变化,一次电的消费比重从 1995 年的 23.80%上升到 2017 年的 41.69%,于 2016 年超过了煤炭的消费比重,居于能源消费量的第一位。石油的消费比重尽管未高于 20%,但从 1995 年的 7.70%持续上升到 2017 年的 15.96%,表现出持续上升的趋势,是一个需要重点关注的方面。天然气的消费比重一直未超过 3%,甚至处于下降的趋势,说明天然气的消费还未找到合适的释放空间。图 1 表明,1995—2017 年云南省能源消费结构产生了较大的变化,从主要以煤炭为主转变为以一次电和煤炭为主,一次电供给满足了持续增长的能源消费需求,体现了云南省逐步对产业结构调整、能源结构优化调整和发展清洁能源战略的成效。

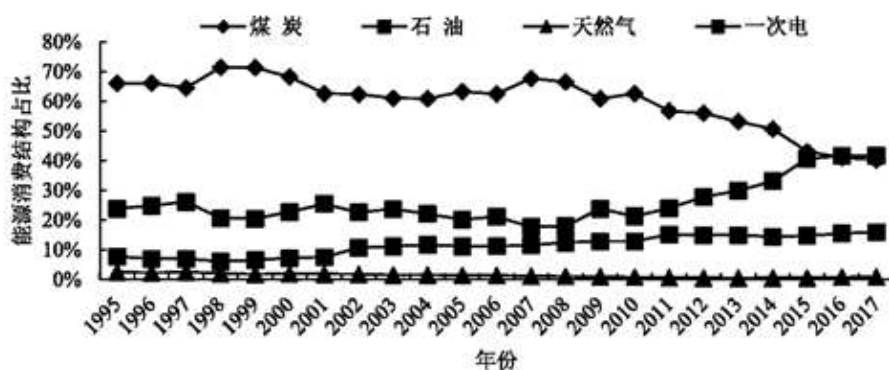


图1 1995—2017年云南省煤炭、石油、天然气和一次电能源消费结构比重图

如图2所示，云南省能源消费总量从1995年的1506.65万吨标准煤增长到2017年的10655.85万吨标准煤，同时，云南省主要大气污染物二氧化硫的排放量从1995年的16.57万吨增长到2017年的52.62万吨。总体来看，能源消费总量与主要大气污染物排放量变化趋势基本一致，都处于持续增长的趋势，随着能源消费的持续增长，主要大气污染物也持续增长；主要大气污染物二氧化硫的排放量在2001年和2012年出现了较大的波动，在同期的能源消费量却是持续稳定增长，说明在能源消费结构中出现了直接影响二氧化硫排放量的重要因素。

3 模型、数据和计量分析

3.1 变量和数据选择

首选确定模型的变量。从环境保护角度看，二氧化硫是最重要和最主要的大气污染源，而且煤炭、石油等化石能源与二氧化硫污染关系十分紧密，同时考虑天然气和一次电作为清洁能源的影响，由此选定煤炭、石油、天然气、一次电的消费量和二氧化硫排放量作为变量，构建计量模型展开分析和研究。本文研究所取数据来源于1995—2017年的《云南统计年鉴》，2001—2017年的二氧化硫排放量数据可以直接获取，但1995—2000年的统计资料没有直接的数据，但可以由这6个年份的工业气体排放总量结合折算平均系数进行估算得出相关数据。

3.2 模型构建

基于理论依据和文献参考，首先使用对数线性时间序列模型对煤炭消费量(MT)、石油消费量(SY)、天然气消费量(TRQ)、一次电消费量(YCD)和二氧化硫排放量(EYHL)的相关性和显著性进行分析，然后检验云南省主要大气污染量与煤炭消费量和石油消费量之间的关系。根据之前的分析，煤炭消费量、石油消费量、天然气消费量和一次电消费量对大气污染中的二氧化硫含量均有重要影响，于是把二氧化硫排放量作为被解释变量，把煤炭消费量、石油消费量、天然气消费量和一次电消费量作为解释变量建立模型，按照下面所示的自然对数线性模型进行实证分析：

$$\ln EYHL = \beta_0 + \beta_1 \ln MT + \beta_2 \ln SY + \beta_3 \ln TRQ + \beta_4 \ln YCD + \varepsilon_t \quad (1)$$

式中： β_0 为截距项， β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 为趋势项，MT为煤炭消费量，SY为石油消费量，TRQ为天然气消费量，YCD为一次电消费量， ε_t 为随机扰动项。

3.3 时间序列的 ADF 检验和残差检验

(1)时间序列的 ADF 检验。

对 1995—2017 年云南省煤炭消费量、石油消费量、天然气消费量和一次电消费量和二氧化硫排放量的时间序列分别做单整检验，判断系列是否平稳，进一步判断 5 个变量之间协整的可能性和情况。运用 ADF 方法逐一对变量系列进行检验的结果如表 1 所示。

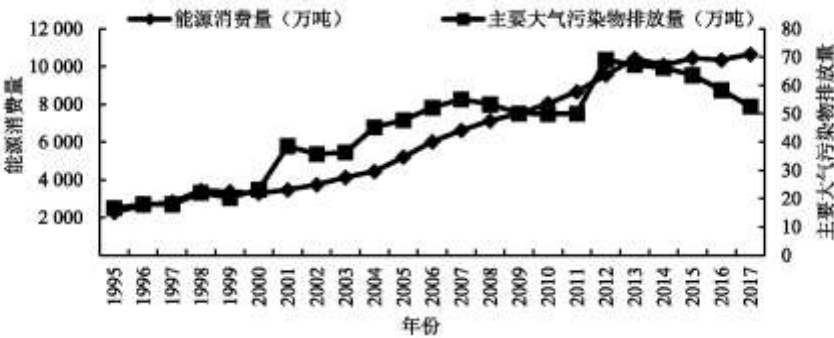


图 2 能源消费结构与主要大气污染排放量关系图

表 1 时间序列及其差分的 ADF 检验

变量	检验类型 (C, T, K)	ADF 值	5%临界值	结论
lnEYHL	(C, 0, 0)	1.383271	-1.957204	非平稳
lnMT	(C, 0, 1)	1.104946	-1.958088	非平稳
lnSY	(C, 0, 0)	0.356424	-1.957204	非平稳
lnTRQ	(C, 0, 0)	0.851861	-1.957204	非平稳
lnYCD	(C, 0, 0)	3.984068	-1.957204	非平稳
DlnEYHL	(C, 0, 0)	-4.193827	-1.958088	I(1) 平稳
DlnMT	(C, 0, 0)	-3.109237	-1.958088	I(1) 平稳
DlnSY	(C, 0, 0)	-4.313876	-1.958088	I(1) 平稳
DlnTRQ	(C, 0, 0)	-2.996134	-1.958088	I(1) 平稳
DlnYCD	(C, T, 1)	-5.679304	-3.658446	I(1) 平稳

从表 1 中可以看出，在 5%的显著性水平下，时间序列 lnEYHL、lnMT、lnSY、lnTRQ 和 lnYCD 均含有单位根，表明这些系列是非平稳系列，需要进一步检验系列的平稳性。经过一阶差分后，时间序列 DlnEYHL、DlnMT、DlnSY、DlnTRQ 和 DlnYCD 在 5%的显著性水平下拒绝原假设，各变量系列均为一阶单整，即 $\ln EYHL \sim I(1)$ ， $\ln MT \sim I(1)$ ， $\ln SY \sim I(1)$ ， $\ln TRQ \sim I(1)$ ， $\ln YCD \sim I(1)$ ，

系列是平稳的，保证了其协整的必要条件，上述 5 个变量之间可能存在长期稳定的协整关系，先运用 OLS 回归分析得出回归模型如下式所示：

$$\begin{aligned} \ln EYHL = & -0.047 + 0.132 \ln MT + 0.692 \ln SY + \\ & 0.075 \ln TRQ - 0.287 \ln YCD \end{aligned} \tag{2}$$

($R^2=0.896$, $F=38.709$, $D.W.=1.275$)

式中： R^2 值与 1 差距较大，拟合优度不高，而且 $D.W.=1.275$ ，模型存在正自相关性，需要进一步优化。

(2) 对残差 e_t 的检验。

由于 $\ln EYHL$ 、 $\ln MT$ 、 $\ln SY$ 、 $\ln TRQ$ 和 $\ln YCD$ 均为一阶单整，首先运用 OLS 回归分析建立 $\ln EYHL = \beta_0 + \beta_1 \ln MT + \beta_2 \ln SY + \beta_3 \ln TRQ + \beta_4 \ln YCD + \varepsilon_t$ 模型估计，得出 e_t ，并对其进行平稳性检验，从而进一步确定 $\ln EYHL$ 、 $\ln MT$ 、 $\ln SY$ 、 $\ln TRQ$ 和 $\ln YCD$ 是否真实存在长期均衡关系。利用公式 (3) 和公式 (4) 进行检验，检验结果如表 2 所示。

$$\Delta e_t = \delta e_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3}$$

$$\Delta e_t = \alpha_0 + \delta e_{t-1} + \varepsilon_t \tag{4}$$

表 2 对残差 e_t 序列的 ADF 检验

变量	检验类型 (C, T, K)	ADF 值	5%临界值	结论
e_t	(0, 0, 0)	-4.688595	-1.959071	I (0) 平稳

从表 2 中可以看出，模型残差系列 e_t 的 ADF 统计量为 -4.688595，在 5% 显著水平下的 ADF 临界值为 -1.959071，但 ADF 检验是针对 e_t 的，并非针对真正非均衡的误差 μ_t 进行检验，由于 OLS 的方法问题， δ 估计量的向下偏移会使实际临界值要比 ADF 临界值小，因此要再来看麦金农^[11]给出的在有 5 个变量时，一定样本容量下的临界值，再来判断检验结果与临界值的关系。经过查表得出麦金农协整临界值 $M_{0.05}=-5.41$ ， $-5.41 < -1.959071$ ，因此根据麦金农的方法判断，残差系列 e_t 是平稳系列。故可以判断 $\ln EYHL$ 、 $\ln MT$ 、 $\ln SY$ 、 $\ln TRQ$ 和 $\ln YCD$ 存在长期稳定的均衡关系。

3.4 VAR 模型构建和 Johansen 检验

根据上面对各变量系列存在一阶单整的结论判断，可以建立向量自回归 VAR 模型。进一步建立 VAR 模型，研究 $\ln EYHL$ 、 $\ln MT$ 、 $\ln SY$ 、 $\ln TRQ$ 和 $\ln YCD$ 之间的动态关系，并进行 Johansen 协整检验确定协整关系。对于 VAR 模型来说，首先要确定其最优滞后期，根据滞后期准则判断 VAR 模型最优滞后期的选择结果如表 3 所示。

从表 3 中可以看出，对于最佳滞后期的选择，通过滞后结构中的滞后期准则检验得出，5 个统计指标中的 4 个指标，即 LR、FPE、SC 和 HQ 等指标均认为应该建立 VAR(1) 模型，则判断应建立 VAR(1) 模型。然后对云南省 1995—2017 年的能源消费和大气污染排放变量建立矢量自回归模型 VAR(1)，并进行模型的参数估计，对其 VAR(1) 模型估计结果如下：

$$\begin{bmatrix} \ln EYHL \\ \ln MT \\ \ln SY \\ \ln TRQ \\ \ln YCD \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.717 & -0.096 & 0.313 & -0.237 & -0.238 \\ -0.026 & 0.626 & 0.299 & 0.224 & -0.191 \\ 0.390 & 0.002 & 0.754 & -0.042 & 0.007 \\ 0.077 & -0.460 & 0.078 & 0.864 & 0.162 \\ 0.169 & -0.011 & 0.322 & -0.343 & 0.728 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln EYHL(-1) \\ \ln MT(-1) \\ \ln SY(-1) \\ \ln TRQ(-1) \\ \ln YCD(-1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 2.569 \\ 1.711 \\ 0.349 \\ 2.357 \\ 2.143 \end{bmatrix} \quad (5)$$

式(5)中5个方程的统计量情况分别为： $R^2=0.921$, $F=37.171$ ； $R^2=0.964$, $F=86.435$ ； $R^2=0.992$, $F=419.087$ ； $R^2=0.698$, $F=7.411$ ； $R^2=0.983$, $F=190.258$ 。比较方程(5)与方程(1)的 R^2 和 F 统计量，可以看出方程(5)比方程(1)的显著程度有很大提高。从5个VAR估计模型中 F 统计量的检验情况来看，5个方程各自有四分之三的系数项是显著的，但是在建立VAR模型时，大多从整体系统性的角度考虑问题，主要研究变量之间的动态关系，所以一般不进行模型筛选。下面再对VAR模型分别进行Jarque-Bera检验、LM自相关检验和White检验，以确定残差系列是否平稳，是否存在系列相关和是否存在异方差。VAR模型变量联合检验结果如下：Jarque-Bera检验结果为30.806，大于临界值10，即残差服从正态分布；LM检验结果为26.405，大于临界值25，即残差序列不存在自相关；White检验结果为314.253，大于临界值300，即不存在异方差，因此有足够的理由认为，设定的VAR模型不存在偏差。再从稳定性检验方面可知，5个单位根均落在单位圆内，如图3所示。因此，我们可以判断，对云南省1995—2017年的能源消费和大气污染排放变量建立的矢量自回归模型VAR系统是稳定的，可以进一步研究各变量之间的动态关系。

表3 VAR模型最优滞后期的选择

滞后期	logL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	12.91091	NA	3.24×10^{-7}	-0.753420	-0.504724	-0.699447
1	116.3807	147.8140*	2.00×10^{-10}	-8.226732	-6.734557*	-7.902892*
2	144.0713	26.37203	2.54×10^{-10}	-8.482982*	-5.747328	-7.889275

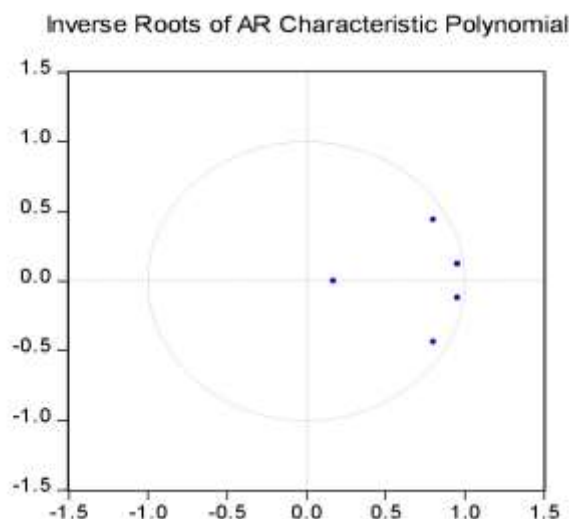


图3 VAR模型稳定性检验图

上述分析得出该 VAR 模型是稳定的，但云南省能源消费变量 $\ln MT$ 、 $\ln SY$ 、 $\ln TRQ$ 和 $\ln YCD$ 与大气污染排放变量 $\ln EYHL$ 的时间序列是非平稳的，由此判断能够运用 Johansen 检验多变量的协整关系，对它们之间的长期均衡关系进行研究。同时根据上述分析，为得到更为有效的模型，把 5 个变量全部列入内生变量系列，然后根据上面对最优滞后期的选择结论设定 VAR 的滞后期为 1，再进行 Johansen 检验，检验结果如表 4、表 5 所示。

表 4 迹统计量检验结果

零假设	特征根	迹统计量	5%临界值	概率**
None*	0.832441	82.44374	60.06141	0.0002
Atmost1*	0.642234	44.92888	40.17493	0.0154
Atmost2	0.528179	23.34345	24.27596	0.0652

表 5 最大特征统计量检验结果

零假设	特征根	最大特征根统计量	5%临界值	概率**
None*	0.832441	37.51486	30.43961	0.0056
Atmost1	0.642234	21.58543	24.15921	0.1074
Atmost2	0.528179	15.77428	17.79730	0.0982

由表 4 和表 5 可知，迹统计量检验结果和最大特征值检验结果均表明，在 5%的显著水平下，5 个变量之间能够存在 1 个协整关系，能够保证在 95%的置信水平下，煤炭消费量、石油消费量、天然气消费量、一次电消费量和二氧化硫排放量存在长期稳定的协整关系。同时得出标准化的向量模型，如表 6 所示。

表 6 Johansen 检验多变量的协整关系

协整方程: $\log \text{likelihood}=113.2412$				
规范化协整系数 (括号中的数值为标准误差)				
$\ln EYHL$	$\ln MT$	$\ln SY$	$\ln TRQ$	$\ln YCD$
1.000000	-1.766	-0.574	1.348	1.208
—	(0.26816)	(0.13780)	(0.27051)	(0.16108)

从表 6 中可以看出， $\ln EYHL$ 、 $\ln MT$ 、 $\ln SY$ 、 $\ln TRQ$ 和 $\ln YCD$ 之间的标准化协整方程可表示为：

$$\ln EYHL = 1.766 \ln MT + 0.574 \ln SY - 1.348 \ln TRQ - 1.208 \ln YCD \quad (6)$$

$$(R^2 = 0.921 \quad F = 37.171)$$

与式(1)相比,式(6)的拟合度得到了很大的提高,方程的相关系数 R^2 为 0.921,拟合度比较好; $F=37.171$,远大于 0,方程的显著性也较好。从协整关系公式(6)可以看出,长期来看,煤炭消费和石油消费都对二氧化硫的排放产生正向的影响,影响程度分别为 1.766 和 0.574,即每增长 1 个单位的煤炭消费将会使二氧化硫的排放增加 1.766 个单位,每增长 1 个单位的石油消费将会使二氧化硫的排放增加 0.574 个单位;同时,天然气消费和一次电消费都对二氧化硫的排放产生负向的影响,即每增长 1 个单位的天然气消费将会使二氧化硫的排放减少 1.348 个单位,每增长 1 个单位的一次电消费将会使二氧化硫的排放减少 1.208 个单位。这也充分反映了图 2 中所示的能源消费量与主要大气污染物排放量变化趋势基本一致,且在近几年来虽然能源消费量持续增长,但主要大气污染物排放量却向下波动的实际情况,充分说明了节能减排的较好成效。

3.5 脉冲响应分析

上述对 VAR 模型稳定性的检验结果表明,所有的 5 个单位根均落在单位圆内,VAR 模型稳定,因此可以进行广义脉冲响应分析,全面地反映各个变量之间的动态关系,分析结果如图 4 所示。

由图 4 可知,由第 1 个小图看出,当第 1 期给二氧化硫排放量 1 个单位正向冲击后,立刻对二氧化硫排放量产生 0.142 个单位的正向影响;对煤炭和石油产生正向影响,并分别于第 6 期和第 3 期达到 0.049 和 0.028 的峰值,然后影响逐渐消失;对天然气和一次电的消费量产生负向影响,并分别于第 4 期和第 8 期达到 0.042 和 0.054 的峰值,然后影响逐渐消失。由第 2 个小图看出,当第 1 期给煤炭消费量 1 个单位正向冲击后,立刻对煤炭消费量产生 0.082 的正向影响;对二氧化硫排放量产生 0.013 的正向影响,当到第 7 期时达到峰值 0.068,然后才开始下降;对石油消费在第 2 期达到 0.017 的正向影响,并持续;对天然气消费量的正向影响在第 4 期达到峰值 0.038,然后冲击持续下降;而一次电消费持续受负向冲击的影响,但波动不大。充分说明煤炭消费对二氧化硫排放有较大的影响,同时天然气和一次电能够在一定范围和程度上替代煤炭的消费量。由第 3 个小图看出,当第 1 期给石油消费量 1 个单位正向冲击后,立刻对石油消费量产生 0.079 的正向影响;对二氧化硫产生正向影响,在第 2 期达到 0.056,并持续增强;对煤炭的影响在第 5 期才明显增强,达到 0.036,然后在第 8 期开始下降;短期对天然气、一次电产生负向影响,但程度不大。说明石油消费对二氧化硫排放有重要的影响,同时天然气能够在一定范围和程度上替代石油消费。由第 4 个小图看出,当第 1 期给天然气消费量 1 个单位正向冲击后,立刻对天然气消费量产生 0.096 的正向影响;对煤炭和石油消费量立刻分别产生 0.027 和 0.020 的负向影响,其中,煤炭在第 3 期达到-0.061 的谷值,然后逐渐恢复;对二氧化硫和一次电的冲击微弱。长期来看,说明天然气消费量对二氧化硫、煤炭和石油消费都有较为明显的负向影响,能够作为调整能源结构的重要因素。由第 5 个小图看出,当第 1 期给一次电消费量 1 个单位正向冲击后,立刻对一次电消费量产生 0.081 的正向影响,影响在第 5 期逐渐消失;立刻对天然气产生 0.020 的正向影响,到第 2 期开始变为负向影响并持续;对石油产生正向影响,到第 4 期达到峰值 0.049;第 2 期对二氧化硫产生 0.032 的负向影响,到第 5 期冲击基本消失。说明短期内一次电消费能够减少煤炭消费和二氧化硫的排放,同时能促进天然气和石油的利用,但长期来看,受工业产业特点和结构的固化,影响不明显。

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) innovations

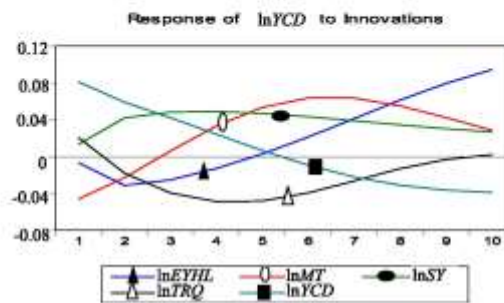
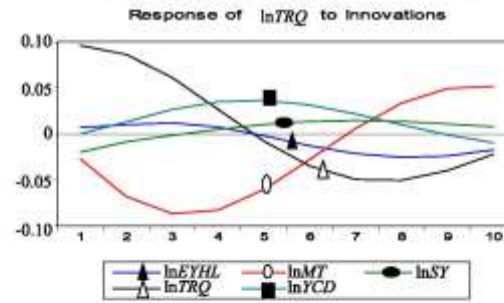
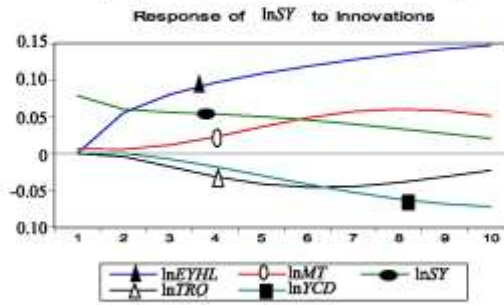
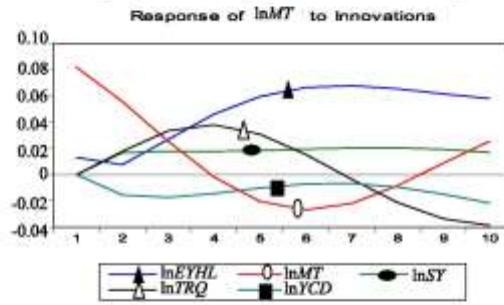
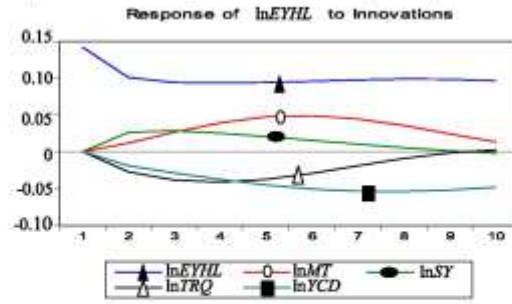


图 4 脉冲响应图

注：横坐标表示滞后期数，纵坐标表示影响情况。

4 结论和建议

本文利用云南省 1995—2017 年能源消费和环境保护主要指标的时间序列数据建立矢量自回归 VAR 模型,并进行脉冲响应分析,对二氧化硫排放和煤炭、石油、天然气和一次电消费之间的动态关系进行实证研究得出结论:一方面,能源消费结构和大气污染排放存在着长期的均衡关系,煤炭和石油的消费增加会使大气污染排放量增加,同时天然气和一次电消费的增加会使大气污染排放量减少,而且从煤炭消费比重逐渐下降,一次电消费比重逐渐上升的实际情况来看,云南省产业结构和能源结构调整的成效十分显著,在很大程度上抑制了大气污染排放的增速。另一方面,从短期看,天然气和一次电消费的增加会马上使大气污染排放量减少,但长期看,这种影响由于产业结构的特性和固化,不能产生持久性的作用。根据区域视角研究得出的主要结论,对区域能源高质量发展和环境保护的动态管理提出以下建议:

(1)持续调整产业结构,不断优化能源结构和提升能源效率。从研究结论看出,煤炭消费对二氧化硫排放有较大的影响,天然气和一次电能够在一定范围和程度上替代煤炭的消费量,煤炭消费仍然是产生二氧化硫排放的最主要因素。为切实贯彻落实新发展理念,要继续实施绿色能源战略,积极推动经济转方式、调结构、促升级,努力调整产业结构;要利用先进技术,逐步调整依赖煤炭消费的工业结构,同时大力培育和发展一次电、天然气能源产业和节能环保产业,实现打赢蓝天保卫战的目标,实现能源高质量发展。在行业准入方面,要严格管理,对新增高污染、高耗能,特别是高耗煤行业的产能要严格控制。在统筹协调发展方面,要通过技术进步促进各类能源有效利用、清洁利用和持续提升能源效率,同时着重发展清洁能源,特别是要逐步减少煤炭的使用,大力发展水电、太阳能和风能等清洁能源,把清洁能源作为高耗能产业的主要的能源来源。

(2)逐步树立政府绿色 GDP 考核理念,持续完善政府约束和激励政策。在高质量发展理念的指导下,要不断完善区域经济发展、能源消费和大气保护协调发展的体制和机制,构建相对合理的绿色 GDP 评价体系;要对现行区域经济社会发展考核机制进行优化,将大气环境质量指标纳入对政府的考核指标体系中去,完善激励和约束机制,激发政府在大气污染治理中的积极性,通过激励和约束机制的有效运行,逐步改变传统的以高投入、高消耗、高污染、低质量、低效益、低产出为特征的生产模式和消费模式,从而有效减少经济活动带来的生态环境压力。

(3)加强公众参与程度,统筹治理大气污染。从研究结论看出,石油的消费对二氧化硫排放有重要的影响,同时天然气能够在一定范围和程度上替代石油的消费。目前交通污染主体行为方式的转变程度是大气污染治理的关键所在,大气污染治理政策应充分发挥社会组织在大气保护中的各种作用,要构建起政府、市场以及社会组织多主体协同治理机制,应通过宣传、教育和公共交通服务便利化等方式,引导公众切实加入大气污染防治行动中来。特别是要大力提倡低碳化、绿色化出行,尽量使用公共交通出行,日常生活注重节约能源,促使公众在日常生活中,改善行为方式和消费习惯,不断减少大气污染排放压力。

(4)完善市场机制,加强环境监管和执法力度。在高质量发展要求的指导下,要持续加强能源消费管理和环境保护治理市场化机制的建设,利用市场价格机制来引导生态环境保护和治理。可以将大气资源作为一种市场要素纳入经济价格体制中进行管理和运用,对企业等主要排污主体产生激励和约束作用,矫正经济的负外部性;要促使企业积极开展技术创新,在市场机制的作用下,淘汰高污染、低产出的经济形式,促进全社会产业结构的升级和改造。同时,为了体现公平和正义,要持续完善环境保护相关法律,加大能源监管力度,更加注重大气污染防治的法律保障;要通过加强执法监管,坚决遏制产能过剩和高污染行业的盲目扩张,要严格监控重点污染企业的活动,防止其为了提高自身效益而违反环境保护法律法规、危害公众的现象出现。

参考文献:

[1]习近平.决胜全面建成小康社会夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告[M].北京:人民出版社,2017.

[2]曲卫华.我国能源消费对环境与公共健康的影响研究[D].北京:北京理工大学,2006.

-
- [3]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.
- [4]刘志雄. 能源消费是否引起环境污染?——基于我国 1991—2011 年数据的实证研究[J]. 生态经济, 2015(3): 19-24.
- [5]吴鸣然, 赵敏. 能源消费、环境污染与经济增长的动态关系——基于中国 1990—2014 年时间序列数据[J]. 技术经济与管理研究, 2016(12): 25-29.
- [6]郭百红, 高文. 基于马克思生态经济思想的经济发展方式研究——我国经济增长、能源消耗、碳排放的实证分析[J]. 经济问题探索, 2018(2): 153-162.
- [7]高彩艳, 连素琴, 牛书文, 等. 中国西部三城市工业能源消费与大气污染现状[J]. 兰州大学学报, 2014(4): 240-244.
- [8]林美顺. 清洁能源消费、环境治理与中国经济可持续增长[J]. 数量经济技术经济研究, 2017(12): 3-21.
- [9]李繁荣, 郭丕斌, 齐晓燕. 以能源生产和消费革命推进绿色发展——基于马克思人与自然物质变换思想的研究[J]. 经济问题, 2018(10): 8-16.
- [10]莫建雷, 段宏波, 范英, 等. 《巴黎协定》中我国能源和气候政策目标: 综合评估与政策选择[J]. 经济研究, 2018(9): 168-181.
- [11]MacKinnon J G. Critical values for Cointegration tests[R]. Kingston: Department of Economics, Queen's University, 1991.