

## 中国能源消费结构与体育用品制造业发展的关系

陈颇

(重庆师范大学 体育学院, 重庆 401331)

**摘 要:** 基于单位根检验、协整关系检验、误差修正模型、格兰杰因果关系检验、脉冲响应函数分析及预测方差分解法, 利用2002~2009年的时间序列数据, 对我国能源消费结构与体育用品制造业发展之间的动态关系进行了检验。结果表明: (1) 体育用品制造业发展与能源、煤炭消费总量之间存在长期均衡协整关系, 但与石油、电力消费总量不具有长期均衡协整关系; (2) 体育用品制造业发展与能源、煤炭消费总量之间的任何一方变动所产生的离差均会引发自身或对方的变化, 从而消除离差实现长期均衡; (3) 体育用品制造业发展不是能源、煤炭消费总量的Granger因果关系原因, 能源、煤炭消费总量同样也不是体育用品制造业发展的Granger因果关系原因, 彼此间不存在严格意义上的单向或双向因果关系; (4) 能源、煤炭消费总量短期内均不利于体育用品制造业的发展, 但长期将有助于体育用品制造业的发展, 体育用品制造业的发展对能源消费总量产生负向影响, 但长短期内均有助于煤炭消费总量的增加; (5) 体育用品制造业的发展主要受自身波动冲击的影响, 在一定程度上也受煤炭消费总量冲击的作用, 能源、煤炭消费总量受体育用品制造业发展的冲击效应均较明显。

**关键词:** 体育经济学; 能源消费结构; 体育用品制造业; 中国

**中图分类号:** G80-05 **文献标识码:** A **文章编号:** 1006-7116(2011)04-0026-10

### Relations between the energy consumption structure and the development of the sport supply manufacturing industry in China

CHEN Po

(School of Physical Education, Chongqing Normal University, Chongqing 401331, China)

**Abstract:** Based on unit root test, cointegration relation test, error correction model, Granger causality test, impulse response function analysis and predicted variance decomposition methods, and by utilizing time series data acquired between 2002 and 2009, the author tested the dynamic relations between the energy consumption structure and the development of the sports supply manufacturing industry in China, and revealed the following findings: 1) the development of the sport supply manufacturing industry has a long term balanced cointegration relation with the total consumptions of energy and coal, but no long term balanced cointegration relation with the total consumptions of petroleum and electricity; 2) the deviation produced by the change of any of the development of the sport supply manufacturing industry and the total consumptions of energy and coal will cause the change of itself or the other, thus eliminating deviation and realizing lasting balance; 3) the development of the sport supply manufacturing industry is not the cause in the Granger causality of the total consumptions of energy and coal, and likewise, the total consumptions of energy and coal is not the cause in the Granger causality of the development of the sport supply manufacturing industry; there is no strict unidirectional or bidirectional causality between them; 4) the total consumptions of energy and coal are all unfavorable to the development of the sport supply manufacturing industry in a short term, but conducive to the development of the sport supply manufacturing industry in a long term; the development of the sport supply manufacturing industry produces a negative effect on the total consumption of energy,

收稿日期: 2010-10-25

作者简介: 陈颇(1982-), 男, 讲师, 硕士, 研究方向: 体育经济学, 统计学, 计量经济学。

but is conducive to the increase of the total consumption of coal; 5) the development of the sport supply manufacturing industry is mainly affected by the impact of its own fluctuation, also by the impact of the total consumption of coal; the total consumptions of energy and coal are significantly affected by the impact of the development of the sport supply manufacturing industry.

**Key words:** sport economics; energy consumption structure; sport supply industry; China

近年来,在国家可持续发展理念指导下,“低碳经济”已逐步走进百姓的生活当中,其目的就是通过技术创新、制度创新、产业转型、新能源开发等多种手段,尽可能地减少煤炭、石油等高碳能源消耗,减少温室气体排放,达到经济社会发展与生态环境保护双赢的一种经济发展形态。能源是人类社会生产生活及社会发展的物质基础,也是关系一个国家经济命脉的重要战略物资。从经济学角度分析,能源消费与经济增长的关系,一方面是经济增长对能源消费的依赖性,即能源消费促进了经济增长;另一方面是能源消费要以经济增长为前提,即经济增长促成了能源的大规模开发和利用。随着社会经济的快速发展,能源消费作为经济增长动力要素的同时也是一种制约因素,伴随着能源储量的日渐减少,能源短缺危机与环境约束压力并存成为当今社会面临的重大问题<sup>[1-2]</sup>。因此,能源消费和经济增长彼此间的作用机制已受到社会各界的广泛关注。体育用品制造业作为我国体育产业的一个重要分支行业,又隶属于第二产业,与国民经济增长保持着较为紧密的联系,其对社会经济发展的影响是不容忽视的。体育用品制造业主要包括球类制造业、训练健身器材制造业、运动防护用具制造业、体育器材及配件制造业和其他体育用品制造业5大类,既然该行业以生产加工相关的体育用品为主要目标,那么势必涉及能源的消费问题。由此提出疑问,能源消费在体育用品制造业发展过程中是否处于中性地位?体育用品制造业的发展壮大是否导致能源消费增加?能源消费是否对体育用品制造业发展具有促进效应?采取节约能源或减少能源消费量是否会影响体育用品制造业的发展?综上所述,关于我国能源消费与体育用品制造业发展之间关系的研究,对于制定科学合理的宏观经济政策、实现社会经济的可持续发展具有重要的实践意义和理论价值。

目前,我国的能源消费量仅次于美国居全世界第2位,作为全球最大、经济增长最快的发展中国家,能源消费与经济增长之间的关系已成为当前国内经济发展中的焦点和热点问题,同时国内外学者也进行了大量研究,并得出诸多颇具价值的结论和建议。在国外较有代表性的如Kraft等<sup>[4]</sup>通过对美国1947~1974年能源消费与国民总收入(GNP)关系的研究发现,GNP

对能源消费具有单向因果关系。随后,能源消费与经济增长之间因果关系的实证研究扩展到英国、德国、意大利、加拿大、法国、韩国、日本等发达国家<sup>[5]</sup>;Yu和Choi<sup>[6]</sup>发现韩国经济的增长对能源消费的因果关系;Glasure和Lee<sup>[7]</sup>则得出新加坡能源消费对GDP的因果关系;John<sup>[8]</sup>选取了印度(1973~1995)、印度尼西亚(1973~1995)、菲律宾(1971~1995)和泰国(1971~1995)4个发展中国家,通过对这些国家能源消费总量与收入(GDP)之间因果关系的研究,得出印度、印度尼西亚的能源消费对收入具有单向因果关系,而菲律宾、泰国的能源消费与收入之间存在双向的因果关系<sup>[5,9]</sup>。在国内较具代表性的有马超群等<sup>[2]</sup>通过实证分析1954~2003年年度GDP和能源总消费及能源消费各构成部分之间的长期均衡关系,结果表明GDP分别与能源消费总量、煤炭消费存在协整关系,而GDP与石油、天然气、水电不存在协整关系;韩智勇等<sup>[10]</sup>开展1978~2000年中国能源消费与经济增长协整性和因果关系的研究,结果显示中国能源消费与经济增长之间存在双向因果关系,但不具有长期的协整性;曾胜等<sup>[1]</sup>通过ADF单位根检验,运用计量模型揭示出我国能源消费结构与经济增长之间客观的比例关系,结果表明在促进我国经济增长的能源消费中煤炭的贡献最大,其次是电力、石油、天然气,说明国内能源消费结构不合理。杨宜勇等<sup>[3]</sup>利用误差修正模型分析了中国1952~2008年能源消费与国内生产总值的数据,以此探寻能源消费与经济增长之间的相互关系,得出中国的能源消费与经济增长在长期内保持均衡状态且两者互为因果关系;施凤丹<sup>[5]</sup>通过引入CPI,利用经济计量模型检验了中国1978~2007年能源消费与经济增长之间的因果关系,结果显示能源消费与GDP、CPI之间存在长期协整关系,GDP对能源消费存在单向Granger因果关系,而CPI与能源消费之间不存在Granger因果关系,故能源消费增长速度的降低不会影响经济增长速度;张琳等<sup>[11]</sup>基于1988~2006年的省际面板数据,运用面板单位根和协整检验方法,研究我国区域能源消费与经济增长的关系问题,结果表明我国区域能源消费与经济增长之间的关系在空间分布上存在明显差异,由此建议调整区域产业结构、优化能源消费结构及建立能源主管机构等措施。

从上述文献回顾发现,现存成果所涉及的研究方法主要是计量分析方法(如单位根检验、协整检验、Granger 因果关系检验、向量自回归模型、误差修正模型及面板数据模型等),样本数据主要分为时间序列数据和面板数据,研究对象主要包括各国家或区域。通过文献检索发现,目前关于我国能源消费与体育用品制造业发展的研究尚属空白。基于此,本文选取 2002~2009 年的统计数据为研究样本,运用单位根检验、协整关系检验、误差修正模型、格兰杰(Granger)因果关系检验、脉冲响应函数分析以及预测方差分解等方法,对我国能源消费结构(能源、煤炭、石油、天然气、电力)与体育用品制造业发展之间的动态关系进行研究,试图从另一个角度反映我国能源利用状况,从而揭示体育用品制造业发展的能源消费弹性。

## 1 变量选取与数据说明

### 1.1 变量选取

本研究选取我国体育用品制造业资产总计(ASSET)、能源消费总量(TEC)、煤消费总量(COAL)、石油消费总量(OIL)、天然气消费总量(GAS)及电力消费总量(HP)作为研究变量,分别记为时间序列数据,样本的时间区间为 2002~2009 年。其中,体育用品制造业资产总计数据源于《中国产业分析平台》(<http://ci.wefore.com/>),单位为 10 万元。5 项能源消费指标数据分别源于《中国统计年鉴》(<http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/>)和国家发改委能源研究所(<http://www.eri.org.cn/>),单位是万吨标准煤(见表 1)。考虑到对数化处理数据有助于消除或减少异方差的影响以及双对数模型的回归系数能反映经济弹性,故对上述 6 个变量取对数处理,分别记为  $\ln ASSET$ 、 $\ln TEC$ 、 $\ln COAL$ 、 $\ln OIL$ 、 $\ln GAS$  和  $\ln HP$ 。

表 1 2002~2009 年我国体育用品制造业资产总计与能源消费结构状况<sup>1)</sup>

年份	ASSET × 10 <sup>4</sup> /万元	TEC/万 t	COAL/万 t	OIL/万 t	GAS/万 t	HP/万 t
2002	120 197.84	151 797.25	100 671.94	35 535.74	3 886.01	11 703.57
2003	165 706.95	174 990.30	119 658.37	38 865.35	4 514.75	11 951.84
2004	243 894.78	203 226.68	138 173.82	45 380.52	5 283.89	14 388.45
2005	286 618.87	224 682.00	155 255.26	47 183.22	6 291.10	15 952.42
2006	348 550.89	246 270.00	170 911.38	50 239.08	7 461.98	17 731.44
2007	399 352.71	265 583.00	184 580.19	52 319.85	9 295.41	19 387.56
2008	438 579.95	285 000.00	195 709.50	53 238.00	10 744.50	25 336.50
2009	498 240.12	300 000.00	206 100.00	54 000.00	10 200.00	29 700.00

1)统计数据经整理《中国统计年鉴》、《中国产业分析平台》等相关资料而获取

### 1.2 数据说明

2002~2009 年我国能源消费累计 1 851 549.23 万 t 标准煤,年均消费达 231 443.65 万 t 标准煤。其中,煤炭消费仍占主导,年均消费量占 68.51%,其余依次为石油消费(20.72%)、电力消费(7.75%)和天然气消费(3.03%)。从各种能源所占比例的发展趋势来看,煤炭与石油消费份额呈下降趋势,天然气和电力消费份额呈上升态势,表明我国采取环境保护、节能减排、大力开发清洁新型能源等政策取得了一定成效。

近年来,随着我国社会经济发展水平的不断提高,体育用品制造业的发展也取得了较大进步,企业资产规模快速增长,能源消费总量同样以较快的速度上升。体育用品制造业资产总计从 2002 年的 1 201 978.4 万元增至 2009 年的 4 982 401.2 万元,上涨了 3.15 倍;同时能源消费总量也快速上升,从 2002 年的 151 797.25 万 t 标准煤增至 2009 年的 300 000 万 t 标准煤,增长了近 1 倍;2002 年我国煤炭、石油、天然气和电力消费总量分别为 100 671.94、35 535.74、3 886.01、11 703.57 万 t 标准煤,到 2009 年各种能源消费总量分别增至 206 100、54 000、10 200、29 700 万 t 标准煤,各自上涨了 1.05、

0.52、1.62 和 1.54 倍。

从 2002~2009 年我国体育用品制造业资产总计与能源、煤炭、石油、天然气、电力消费总量的演变趋势(见图 1)来看,能源消费总量、煤炭消费总量的发展趋势与体育用品制造业资产总计的演变趋势最为接近,由此结果初步认为在促进我国体育用品制造业发展的能源消费结构中,主要是依靠煤炭消费,其次为石油、电力以及天然气消费。

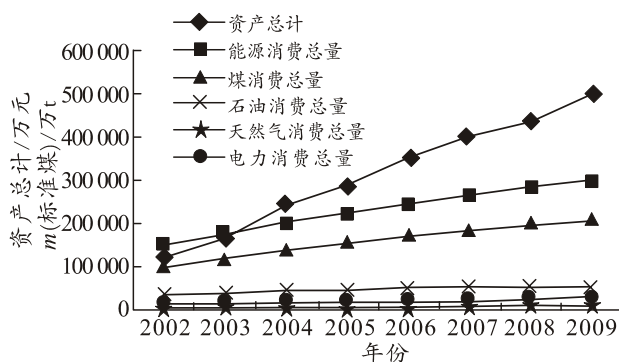


图 1 2002~2009 年我国体育用品制造业资产总计与能源消费演变趋势

## 2 我国能源消费结构与体育用品制造业发展的计量分析

### 2.1 数据的平稳性检验

对我国能源消费结构与体育用品制造业发展进行计量分析之前,首先需对数据进行平稳性检验(即单位根检验),只有变量间具有相同的平稳性阶数,才能进行彼此间的协整分析。因为当变量为非平稳时间序列时,依据  $T$  统计量及相关判定准则,判断变量间存在某种关系时,具有潜在的“虚假性”,即可能出现所谓的“伪回归”问题。因此,本研究采用时间序列分析中的单位根检验方法(ADF), (Augmented Dickey-Fuller Test)和菲利普斯台阶试验(Phillips-Perron Test, P-P),利用 AIC 与 SC 准则确定变量的滞后阶数为基础,借助计量经济学软件 EViews6.0 对体育用品制造业资产总计和能源、煤炭、石油、天然气、电力消费总量的数据序列进行平稳性检验。

从检验结果(见表 2)可看出,体育用品制造业资产总计(ln ASSET)、能源(ln TEC)、煤炭(ln COAL)、石油(ln OIL)、天然气(ln GAS)及电力(ln HP)消费总量 6 项指标的水平数据均不能拒绝存在单位根的原假设,说明各变量的原始序列是非平稳的。分别对各变量进行一阶差分处理,其所对应的一阶差分序列  $\Delta \ln$  ASSET、 $\Delta \ln$  TEC、 $\Delta \ln$  COAL、 $\Delta \ln$  OIL、 $\Delta \ln$  HP 都各自在 1%、5%或 10%的显著性水平上拒绝了存在单位根的原假设,但一阶差分序列  $\Delta \ln$  GAS 在 1%、5%、10%的显著性水平上仍不能拒绝存在单位根的原假设,表明体育用品制造业资产总计、能源、煤炭、石油及电力消费总量的时间序列是平稳的,属一阶单整  $I(1)$  序列,而天然气消费总量仍为非平稳序列。由于进行协整分析要求各变量必须是同阶单整,为充分体现本研究的严谨性,就须剔除非平稳序列,故后续的计量分析将不涉及天然气消费总量的时间序列。

表 2 体育用品制造业资产总计与各能源指标变量的平稳性检验结果<sup>1)</sup>

变量	ADF 检验					P-P 检验					结论
	(C, T, K)	ADF 值	临界值			(C, T, K)	P-P 值	临界值			
			1%	5%	10%			1%	5%	10%	
ln ASSET	(0, 0, 1)	0.753 9	-3.007 4	-2.021 2	-1.597 3	(0, 0, 1)	3.782 4	-2.937 2	-2.006 3	-1.598 1	非平稳
$\Delta \ln$ ASSET	(0, 0, 1)	-4.901 0	-3.109 6	-2.044 0	-1.597 3	(0, 0, 5)	-2.259 9	-3.007 4	-2.021 2	-1.597 3	平稳
ln TEC	(0, 0, 1)	-0.257 6	-3.007 4	-2.021 2	-1.597 3	(0, 0, 1)	5.214 9	-2.937 2	-2.006 3	-1.598 1	非平稳
$\Delta \ln$ TEC	(0, 0, 1)	-4.818 7	-3.109 6	-2.044 0	-1.597 3	(C, T, 5)	-16.597 2	-7.006 3	-4.773 2	-3.877 7	平稳
ln COAL	(0, 0, 1)	-0.296 0	-3.007 4	-2.021 2	-1.597 3	(0, 0, 1)	4.569 9	-2.937 2	-2.006 3	-1.598 1	非平稳
$\Delta \ln$ COAL	(0, 0, 0)	-17.364 1	-3.007 4	-2.021 2	-1.597 3	(0, 0, 5)	-35.330 3	-3.007 4	-2.021 2	-1.597 3	平稳
ln OIL	(0, 0, 0)	3.131 4	-2.937 2	-2.006 3	-1.598 1	(0, 0, 1)	2.800 7	-2.937 2	-2.006 3	-1.598 1	非平稳
$\Delta \ln$ OIL	(0, 0, 1)	-6.809 8	-3.109 6	-2.044 0	-1.597 3	(C, T, 5)	-8.983 9	-7.006 3	-4.773 2	-3.877 7	平稳
ln GAS	(0, 0, 0)	3.976 2	-2.937 2	-2.006 3	-1.598 1	(0, 0, 1)	3.765 1	-2.937 2	-2.006 3	-1.598 1	非平稳
$\Delta \ln$ GAS	(C, T, 1)	-1.706 5	-8.235 6	-5.338 3	-4.187 6	(C, T, 5)	5.923 6	-7.006 3	-4.773 2	-3.877 7	非平稳
ln HP	(0, 0, 0)	4.559 5	-2.937 2	-2.006 3	-1.598 1	(0, 0, 3)	6.308 1	-2.937 2	-2.006 3	-1.598 1	非平稳
$\Delta \ln$ HP	(C, T, 0)	-3.140 1	-5.119 8	-3.519 6	-2.898 4	(C, T, 5)	-5.136 8	-7.006 3	-4.773 2	-3.877 7	平稳

1)检验形式为(C, T, K),其中 C、T 分别表示 ADF 检验和 P-P 检验是否带有常数项与时间趋势项, K 表示滞后阶数, ADF 检验的滞后阶数由 AIC 和 SC 最小准则确定, P-P 检验的截断滞后因子由 AIC 最小准则确定; 1%、5%、10%显著性水平的临界值是 Mackinnon 协整检验单位根的临界值,且均由软件 EViews6.0 按默认条件给出;  $\Delta$ 表示一阶差分

### 2.2 协整关系检验

关于协整关系检验与估计的方法已有多种,其中主要包括 Engle-Granger(E-G)两步法和 Johansen 极大似然法。对于单方程系统, E-G 两步法的应用比较简单明了,该方法适用于一元变量的情况,首先需要判断各非平稳变量的单整阶数,即是说只有当两个变量的单整阶数相同时,才能检验它们之间是否存在协整关系<sup>[2, 12]</sup>。由上述单位根检验结果(2.1 节)可知,体育用品制造业资产总计、能源、煤炭、石油及电力消费总量的时间序列均属一阶单整  $I(1)$  过程。本研究严格

遵循 E-G 两步检验法的步骤,借助计量经济学软件 Eviews 6.0,利用 OLS 分别估计 ln ASSET 与 ln TEC、ln ASSET 与 ln COAL、ln ASSET 与 ln OIL、ln ASSET 与 ln HP 之间的长期均衡方程  $\ln \text{ASSET} = \alpha_i + \beta_i \times \ln X_i + \varepsilon_i (i=1, 2, 3, 4)$ ,由此得出并保存残差序列  $\varepsilon_i$ 。其中  $\alpha_i$  和  $\beta_i$  分别表示常数项与弹性系数,  $X_i$  表示各项能源指标变量,  $\varepsilon_i$  表示残差序列。

按照 AIC 与 SC 最小准则确定合适的滞后阶数,同时根据无常数项和时间趋势、有常数项无时间趋势、有常数项和时间趋势 3 种检验形式,分别对每一组变

量的长期均衡方程所涉及的残差序列逐一进行单位根检验<sup>[10]</sup>，方法同样采用 ADF 检验法。若残差序列非平

稳，则两个变量间不存在协整关系；若残差序列是平稳的，则两个变量间存在协整关系<sup>[12]</sup>。结果见表 3。

表 3 体育用品制造业资产总计与各能源指标变量的协整关系检验结果<sup>1)</sup>

变量组	检验形式(C, T, K)	ADF 检验值	临界值			是否平稳	结论
			1%	5%	10%		
ln ASSET 与 ln TEC	(0, 0, 0)	-2.0344	-2.9372	-2.0063	-1.5981	是	存在协整关系
ln ASSET 与 ln COAL	(0, 0, 0)	-3.0799	-2.9372	-2.0063	-1.5981	是	存在协整关系
ln ASSET 与 ln OIL	(0, 0, 0)	-1.3998	-2.9372	-2.0063	-1.5981	否	不存在协整关系
ln ASSET 与 ln HP	(0, 0, 1)	-1.5229	-3.0074	-2.0212	-1.5973	否	不存在协整关系

1)C、T 分别表示 ADF 检验是否带有常数项与时间趋势项，K 表示滞后阶数，滞后阶数由 AIC 和 SC 最小准则确定

由检验结果(表 3)可知，ln ASSET 分别与 ln TEC、ln COAL 存在协整关系，而与 ln OIL、ln HP 不存在协整关系，即我国体育用品制造业的发展与能源消费总量、煤炭消费总量之间存在长期均衡的协整关系，但与石油消费总量、电力消费总量不存在长期均衡的协整关系。这一结论与马超群<sup>[2]</sup>的研究结果高度吻合，且该研究结果又与国内能源的现实国情保持一致，从一个侧面反映出在我国体育用品制造业不断发展壮大的同时，其对国内能源的消费也存在非常明显的结构不均衡性。同时，对以上具有长期均衡协整关系的变量建立了协整回归方程，结果参见式(1)、(2)。

$$\ln \text{TEC} = 6.2627 + 0.430 \ln \text{ASSET} \quad (1)$$

$$\ln \text{COAL} = 5.5894 + 0.5065 \ln \text{ASSET} \quad (2)$$

### 2.3 误差修正模型估计

由上述协整关系检验(2.2 节)可知，我国体育用品制造业的发展与能源消费总量、煤炭消费总量之间存

在长期均衡的协整关系。为进一步揭示体育用品制造业的发展与能源消费总量、煤炭消费总量之间的短期动态关系，在此基础上建立误差修正模型。该模型依据解释变量离开均衡状态的偏差值来解释被解释变量的调整值，此方法还将长期和短期参数明确划分，成为一种把变量之间长期表现与短期效应相结合的有力工具<sup>[11, 17]</sup>。在误差修正模型中，滞后期数对模型参数的估计具有重要影响，误差修正模型的滞后期数应与向量自回归模型(VAR)的滞后期数相同<sup>[3]</sup>，故本文根据 ln ASSET 与 ln TEC、ln ASSET 与 ln COAL 的 VAR 模型滞后期数的检验结果设置误差修正模型的滞后期数(见表 4)。从表 4 可看出，体育用品制造业资产总计与能源消费总量、煤炭消费总量之间的 VAR 模型滞后期数的统计检验或信息准则均表明 VAR 模型的滞后期数为 1，因此误差修正模型的滞后期数同样取为 1。

表 4 体育用品制造业资产总计与能源、煤炭消费总量的 VAR 滞后期数选择标准

变量组	Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
ln ASSET 与 ln TEC	0	16.80973	NA	5.00e-05	-4.231351	-4.246805	-4.422362
	1	40.42121	6.98455 <sup>1)</sup>	2.07e-07 <sup>1)</sup>	-9.834631 <sup>1)</sup>	-9.880994 <sup>1)</sup>	-10.40767 <sup>1)</sup>
ln ASSET 与 ln COAL	0	16.41939	NA	5.59e-05	-4.119827	-4.135281	-4.310838
	1	51.78471	40.41750 <sup>1)</sup>	8.04e-09 <sup>1)</sup>	-13.08135 <sup>1)</sup>	-13.12771 <sup>1)</sup>	-13.65438 <sup>1)</sup>

1)表示根据规则选择的滞后期数

表 5 是我国体育用品制造业资产总计与能源消费总量、煤炭消费总量之间的误差修正模型，第一部分为协整方程的拟合效果。表 5 中  $T$  统计量(-25.4808、-126.237)在 0.01 显著性水平上，进一步佐证国内体育用品制造业的发展和能源消费总量、煤炭消费总量之间存在长期均衡的协整关系。把 ln ASSET 的系数标准化为 1 之后，ln TEC 与 ln COAL 的系数分别是-3.337031、-5.078761，表明体育用品制造业的发展与能源消费总

量、煤炭消费总量之间具有正相关关系。

由表 5 还可得出，误差修正项(CointEq1)均为正值且在 0.01 显著性水平上，表明 ln ASSET 与 ln TEC、ln ASSET 与 ln COAL 均会对短期不均衡作出调整而收敛于长期均衡，即国内体育用品制造业的发展与能源消费总量、煤炭消费总量之间的任何一方变动产生离差都会引发自身或对方的变化，从而消除离差实现长期均衡<sup>[3]</sup>。由此看出，如果因为某种原因导致体育用品制

制造业资产总计与能源消费总量之间的均衡偏离1个单位,那么下一期ln ASSET会增加0.314 938个单位,ln TEC会增加0.121 526个单位,说明ln ASSET的变化幅度大于ln TEC的变化幅度;如果由于某种原因导致体育用品制造业资产总计与煤炭消费总量之间的均衡

偏离1个单位,那么下一期ln ASSET会增加0.123 555个单位,ln COAL会增加0.059 630个单位,也表明ln ASSET的变化幅度大于ln COAL的变化幅度,上述情况正好说明我国体育用品制造业发展的波动幅度高于能源、煤炭消费总量的波动幅度。

表5 体育用品制造业资产总计与能源、煤炭消费总量的误差修正模型估计结果<sup>1)</sup>

变量组 1: ln ASSET 与 ln TEC			变量组 2: ln ASSET 与 ln COAL		
Cointegrating Eq:	Coin tEq1		Cointegrating Eq:	Coin tEq1	
ln ASSET(-1)	1.000 000		ln ASSET(-1)	1.000 000	
ln TEC(-1)	-3.337 031 [-25.480 8] <sup>2)</sup>		ln COAL(-1)	-5.078 761 [-126.237] <sup>2)</sup>	
C	28.526 73		C	48.004 44	
Error Correction:	D(ln ASSET)	D(ln TEC)	Error Correction:	D(ln ASSET)	D(ln COAL)
CointEq1	0.314 938 [3.349 78] <sup>2)</sup>	0.121 526 [7.109 23] <sup>2)</sup>	CointEq1	0.123 555 [3.593 57] <sup>2)</sup>	0.059 630 [37.969 7] <sup>2)</sup>
C	0.203 135 [8.093 51] <sup>2)</sup>	0.097 320 [21.326 4] <sup>2)</sup>	C	0.203 135 [8.505 33] <sup>2)</sup>	0.102 356 [93.827 8] <sup>2)</sup>
R-squared	0.691 758		R-squared	0.720 884	
Adj. R-squared	0.630 109		Adj. R-squared	0.665 061	
F-statistic	11.221 01		F-statistic	12.913 71	

1)[ ]中为T统计量的值;2)表示在0.01的显著性水平上显著

## 2.4 格兰杰(Granger)因果关系检验

协整关系检验与误差修正模型估计分别验证了变量之间是否存在长期均衡关系和短期动态关系,但这种关系是否构成因果关系还需进一步检验。在回归方程中,一个解释变量影响因变量,意味着解释变量的变化引起了因变量的变化,这就是所谓的变量间的因果关系。根据变量间引致变化的方向不同,可分为单向因果关系和双向因果关系<sup>[2]</sup>。Granger因果关系检验是一种常用的方法,但只有在平稳变量之间或存在协整关系的非平稳变量之间才能进行Granger因果关系检验。从协整检验结果已表明体育用品制造业资产总计与能源消费总量、煤炭消费总量之间存在长期均衡的协整关系<sup>[4]</sup>,因此研究采用Granger因果关系检验方法对体育用品制造业资产总计与能源消费总量、煤炭消费总量之间的因果关系进行验证,按照AIC和SC最小准则,滞后期取1,检验结果参见表6。

由检验结果可知,当最优滞后期数为1时,在5%

或10%显著性水平上,体育用品制造业资产总计均不是能源消费总量和煤炭消费总量的Granger因果关系原因,能源消费总量与煤炭消费总量同样也不是体育用品制造业资产总计的Granger因果关系原因。即是说,我国能源、煤炭消费总量的增加不是体育用品制造业发展壮大的后果,而降低能源、煤炭消费总量的增长速度并不影响体育用品制造业的发展速度。结合协整分析和误差修正模型估计所得结论,尽管我国体育用品制造业的发展与能源、煤炭消费总量之间存在长期均衡关系及短期动态关系,但彼此间并不具有严格意义上的单向或双向因果关系。另据资料显示,我国过去的经济是增长诱致的能源需求型经济,到目前为止的数据还没能显示出能源对中国经济增长的约束作用<sup>[2]</sup>。这与本文所得结论颇为吻合,因此研究认为当前中国采取节能减排措施并不会降低体育用品制造业的发展速度。

表6 体育用品制造业资产总计与能源、煤炭消费总量的Granger因果关系检验结果

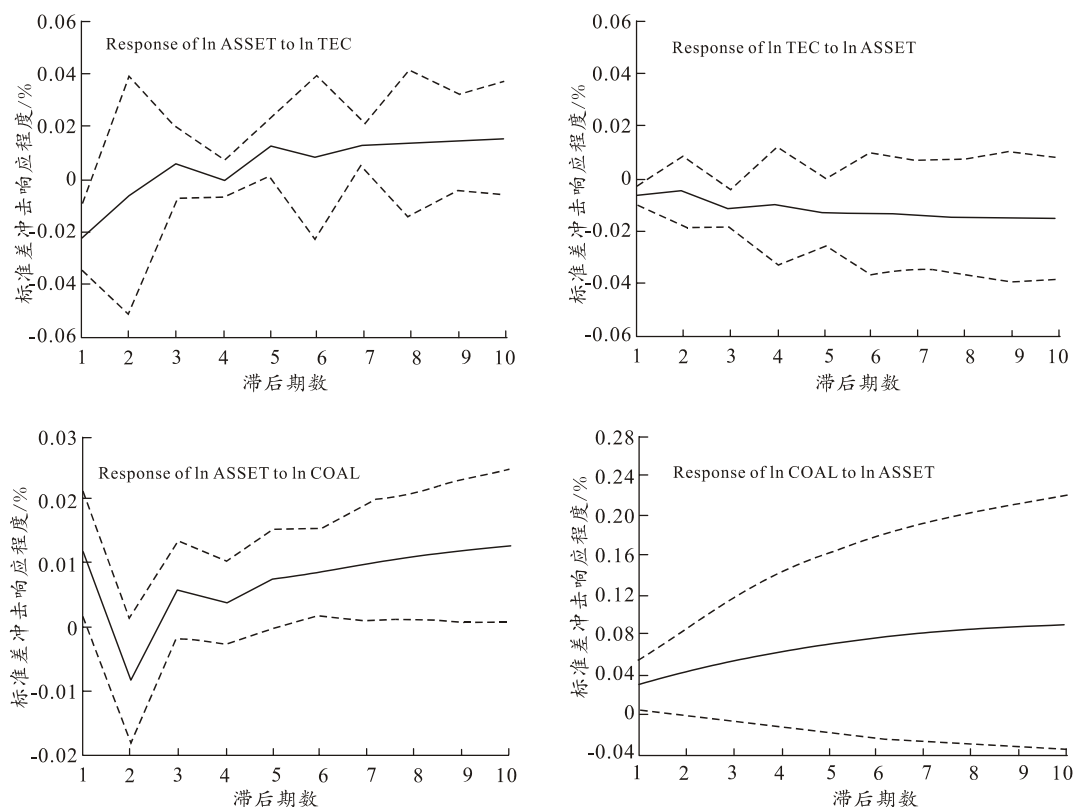
变量零假设	滞后期数	F统计量	P值 <sup>1)</sup>	结论
ln TEC不是ln ASSET的Granger因果关系原因	1	0.804 45	0.420 47	接受
ln ASSET不是ln TEC的Granger因果关系原因	1	0.014 16	0.911 01	接受
ln COAL不是ln ASSET的Granger因果关系原因	1	3.744 15	0.125 10	接受
ln ASSET不是ln COAL的Granger因果关系原因	1	0.065 74	0.810 29	接受

1)P值为检验的概率值,若P值小于0.05,表示因果关系在5%的显著性水平下成立;若P值小于0.1,表示因果关系在10%的显著性水平下成立;反之,则因果关系不成立

## 2.5 脉冲响应函数分析

协整关系检验与误差修正模型估计分别提供了变量之间的长期均衡关系及短期动态关系等信息,而脉冲响应函数分析则可提供一个变量作用于另一个变量的动态特征。脉冲响应函数(IRF)刻画的是在随机扰动项上施加一个标准差大小的信息冲击后对内生变量当前值和未来值所带来的影响。对一个变量的冲击直接影响这个变量,并且通过 VAR 模型的动态结构传导给

其它内生变量<sup>[15, 18]</sup>。基于上述所建立的误差修正模型,为更好地观察能源消费总量、煤炭消费总量与体育用品制造业发展之间的动态特征,同时为避免 Cholesky 分解技术的缺陷,即对系统内变量排序的不同,可能导致不同结果<sup>[11]</sup>。故本研究采用广义脉冲响应分析法 (Generalized Impulses Response) 建立我国体育用品制造业资产总计与能源、煤炭消费总量之间的脉冲响应函数模型,结果见图 2。



实线表示脉冲响应函数值,虚线为正负两个标准差的置信区间

图 2 体育用品制造业资产总计与能源、煤炭消费总量的脉冲响应路径

首先,考察体育用品制造业发展与能源消费总量之间一个标准差冲击的相互动态响应过程。从两者相互冲击的动态响应水平和路径(见图 2)来看,当在本期给能源消费总量一个正向冲击后,体育用品制造业资产总计在初期就产生很强的响应,资产总计降低 2.23%,在后续两期内迅速上升,第 3~7 期做正向波动,最大正向响应程度在第 7 期达到 1.31%,接着保持稳定发展状态。当在本期给体育用品制造业资产总计一个正向冲击后,能源消费总量在初期也产生较强的响应,能源消费总量减少 0.65%,到第 4 期为止,期间一直表现为波动性下降趋势,第 3 期出现最大负向响应程度(-1.16%),从第 4 期开始均呈现出平稳下

滑态势。综上所述,能源消费短期内不利于体育用品制造业的整体发展,第 1~2 期能源消费对体育用品制造业的发展具有非常明显的反向冲击,但能源消费长期内将有助于体育用品制造业的总体发展,从第 3 期以后能源消费对体育用品制造业的发展存在较为显著的正向冲击。体育用品制造业的发展对能源消费均是产生负向影响,且始终保持平稳下滑,整体上并未推进能源消费总量的增加,说明我国体育用品制造业的发展对能源消费依赖较高,而能源消费总量的增加并不主要是依靠体育用品制造业来带动,目前国内的节能减排措施对限制能源消费总量的增加确实起到了实质性效果。

其次，考察体育用品制造业发展与煤炭消费总量之间一个标准差冲击的相互动态响应轨迹。由两者相互冲击的动态响应水平与路径(见图 2)可知，当在本期给煤炭消费总量一个正向冲击后，体育用品制造业资产总计第 1 期就表现出较高的正向效应，响应程度达 1.13%，到第 2 期又出现负向最低效应，响应程度跌至-0.84%，第 2~5 期则呈现出比较明显的波动性上升趋势，最大正向响应程度为 7.54%，从第 5 期以后一直保持着稳定的增长势头。当在本期给体育用品制造业资产总计一个正向冲击后，煤炭消费总量在初期就产生较强的正向响应，响应程度为 0.29%，自第 1 期以来煤炭消费总量就呈现出非常平稳的上升趋势，且始终为正向效应。综上所述，体育用品制造业发展与煤炭消费总量对于相互的冲击同时存在长短期响应，煤炭消费总量短期内不利于体育用品制造业的总体发展，但从长期来看其对体育用品制造业的发展仍是较为有利的。体育用品制造业的发展在长短期内均有利于煤炭消费总量的增加，且这种长期效应表现得更为明显，说明我国体育用品制造业的发展对煤炭消费存

在较高的依存度。这与中国的实际情况相符，煤炭消费占我国能源消费总量的比重最大，对社会经济增长的贡献程度最高，但大量使用煤炭所带来的烟尘、二氧化硫等污染物对环境也产生了一定的负面影响，从另一层面也反映出国内体育用品制造业在研发、选材、加工、改造、工艺流程等方面的低碳之路仍将继续。

### 2.6 预测方差分解

脉冲响应函数是追踪系统对一个内生变量的冲击效果，而预测方差分解则提供了另一种描述系统动态特征的方法，该方法是将系统的预测均方误差分解为各变量冲击所做的贡献。因此，预测方差分解给出了对 VAR 中变量产生影响的每个随机扰动相对重要性的信息<sup>[11-15]</sup>。为进一步了解我国体育用品制造业发展与能源消费总量、煤炭消费总量之间在相互冲击时的相对重要程度，本研究运用方差分解技术，通过求解扰动项对向量自回归模型预测均方误差的贡献度，以达到对各组变量的相互冲击做方差分解的目的，各组变量的分解结果如图 3 所示。

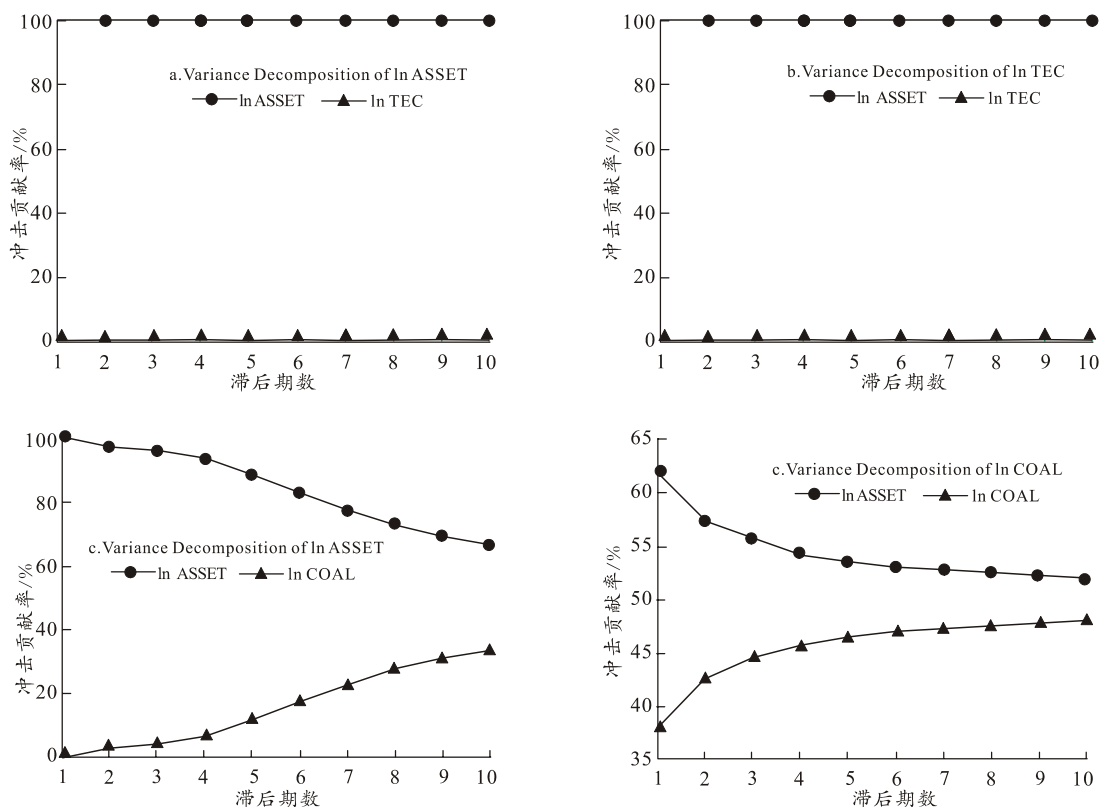


图 3 体育用品制造业资产总计与能源、煤炭消费总量的预测方差分解结果

由图 3(a、b)可知，我国体育用品制造业的发展在第 1 期仅受自身波动的影响，冲击贡献率达 100%，之后出现轻微降低，第 10 期冲击贡献率变为 99.91%，

能源消费总量的冲击在第 2 期才表现出来，且冲击贡献率非常低(0.02%)，随后贡献率逐渐上升，但第 10 期也仅为 0.09%，表明体育用品制造业的发展主要是



受自身波动冲击的影响。能源消费总量在第 1 期受体育用品制造业发展的冲击效应高达 99.65%，而受自身波动冲击效应仅为 0.35%，随后体育用品制造业发展的冲击效应仍持续上升，自身波动冲击效应则表现为下滑趋势，到第 10 期分别变为 99.89% 和 0.11%，说明能源消费总量受体育用品制造业发展的冲击效应非常明显。

从图 3(c、d) 看出，我国体育用品制造业的发展在第 1 期仅受自身波动冲击的影响，冲击贡献率达 100%，随后则表现为持续下滑，到第 10 期冲击贡献率出现最低值 66.38%，煤炭消费总量对体育用品制造业发展的冲击效应在第 2 期开始显现，之后就呈现出持续上升态势，第 10 期冲击贡献率增至最大值 33.62%，说明体育用品制造业的发展除受自身波动冲击的影响外，在一定程度上还受煤炭消费总量冲击的影响。煤炭消费总量在第 1 期同时受到自身波动与体育用品制造业发展的双重冲击效应，冲击贡献率分别为 38.11%、61.89%，随后自身波动冲击效应持续增长，体育用品制造业发展的冲击效应则稳定下滑，到第 10 期各变为 48% 和 52%，表明煤炭消费总量受体育用品制造业发展的冲击效应较强。

### 3 结论与建议

#### 3.1 结论

1) 数据的平稳性检验结果表明，我国体育用品制造业资产总计、能源消费总量、煤炭、石油及电力消费总量的时间序列是平稳的，属一阶单整  $I(1)$  过程，但天然气消费总量为非平稳序列。

2) 误差修正模型估计结果得出，误差修正项 (CointEq1) 都为正值且显著异于零，表明各变量间均会对短期不均衡作出调整而收敛于长期均衡，即体育用品制造业的发展与能源消费总量、煤炭消费总量之间的任何一方变动所产生的离差均会引发自身或对方的变化，从而消除离差实现长期均衡。

3) 格兰杰因果关系检验结果表明，体育用品制造业的发展不是能源、煤炭消费总量的 Granger 因果关系原因，能源、煤炭消费总量同样也不是体育用品制造业发展的 Granger 因果关系原因，彼此间不存在严格意义上的单向或双向因果关系。即是说，我国能源、煤炭消费总量的增加不是体育用品制造业发展壮大的后果，而降低能源、煤炭消费总量的增长速度并不影响体育用品制造业的发展。

4) 脉冲响应函数分析显示，能源消费短期内不利于体育用品制造业的发展，但长期内将有助于体育用品制造业的发展，体育用品制造业的发展对能源消费

均产生负向作用，并未推进能源消费总量的增长。体育用品制造业发展与煤炭消费总量对于相互间的冲击同时存在长短期响应，煤炭消费总量短期内不利于体育用品制造业的发展，但长期内将有利于体育用品制造业的发展，体育用品制造业的发展在长短期内均有助于煤炭消费总量的增加，且长期效应更为显著。

5) 预测方差分解结果得出，体育用品制造业的发展主要受自身波动冲击的影响，能源消费总量受体育用品制造业发展的冲击效应非常显著。体育用品制造业的发展在一定程度上受煤炭消费总量冲击的影响，煤炭消费总量受体育用品制造业发展的冲击效应也较强。

#### 3.2 建议

1) 我国体育用品制造业的发展与能源消费总量基本上保持着同向增长趋势，能源消费是体育用品制造业持续稳定增长的重要推动力，为其发展提供了重要的物质保障。随着国内体育用品制造业发展规模的不断壮大，能源需求总量将在较长时间内保持较高的增长水平。因此，为了保证体育用品制造业的快速与持续增长，必须认真处理好体育用品制造业发展和能源消费(供给)之间的协调关系，除大力改造传统能源产业外，要积极发展各种新能源，提高能源产业的科技含量，处理好能源产业的可持续发展问题，坚决制止各种短期行为，另可通过加强国际能源合作，促进能源供应的一元化向多元化格局转变，并建立相应的能源战略储备体系，以保障我国经济长远、持续地增长<sup>[12]</sup>。

2) 与能源消费总量相比，体育用品制造业的发展与煤炭消费总量之间存在着更为紧密的动态关联，且彼此间的冲击效应均较显著。虽然目前我国体育用品制造业在研发、生产、加工、选材以及消费结构等诸多方面发生了巨大变化，部分低碳产品已在体博会上初露光芒，如“凯德运动”采用实木复合地板代替实木地板安装室内篮球场，安装同样一块篮球场，天然林使用率可降低 60% 以上<sup>[10]</sup>，但整体上体育用品制造业仍旧没有摆脱高能耗的增长模式。随着我国体育用品制造业的持续发展壮大与环境保护意识的增强，这种不可持续的能源消费模式将成为制约体育用品制造业发展的瓶颈因素。因此，采用适当的宏观调控政策引导并促进体育用品制造业内部结构调整，提升产业层次，优先发展高端体育用品制造行业，有计划地淘汰高能耗、高污染企业，有效抵制低水平重复建设，加快产业经济结构向能源集约型转变，走以有效利用资源为基础的循环经济之路，逐步减弱体育用品制造业发展对能源消费的过度依赖<sup>[15]</sup>。

3) 目前中国大力提倡“节能减排”，也采取了很多实际措施以提高人们的节能意识，希望从各个方面降

低能源消费总量,但与发达国家相比,我国的能源利用效率偏低,依然在走“高能耗、低产出”的粗放型路线。然而,要发展低碳经济,减少碳排放量,就离不开高新科技的支持。同国外体育用品制造强国比较,国内体育用品制造业缺乏品牌优势、技术含量偏低、高端核心技术产品欠缺。因此,加大体育用品制造业新技术产品的引进力度,提高能源利用效率是我国发展低碳经济的必由之路。另外,国家在制定能源消费政策时既要考虑对各行业的冲击效应,也要充分估计当前我国的能源供应压力。如何通过调整产业经济结构、能源消费结构以及提高能源利用效率,促使能源消费速度下降,保证以合理的能源消费总量推进中国各行各业的健康持续发展,是目前面临的战略问题<sup>[15, 17]</sup>。

### 参考文献:

- [1] 曾胜,郑贤贵,饶呈祥. 我国能源消费结构与经济增长的关联关系分析[J]. 软科学, 2009, 23(8): 65-68.
- [2] 马超群,储慧斌,李科,等. 中国能源消费与经济增长的协整与误差校正模型研究[J]. 系统工程, 2004, 22(10): 47-50.
- [3] 杨宜勇,池振合. 中国能源消费与经济增长关系研究——基于误差修正模型[J]. 经济与管理研究, 2009(9): 39-45.
- [4] Kraft J, Kraft A. On the relationship between energy and GNP[J]. Journal of Energy Development, 1978(3): 401-403.
- [5] 施凤丹. 中国能源消费与经济增长实证研究[J]. 商业经济与管理, 2009, 21(5): 68-71.
- [6] Yu E S H, Choi J Y. The causal relationship between electricity and GNP: an international comparison[J]. Journal of Energy and Development, 1985(10): 249-272.
- [7] Glasure Y U, Lee A R. Cointegration, error-correction, and the relationship between GDP and electricity: the case of South Korea and Singapore[J]. Resource and Electricity Economics, 1997(20): 17-25.
- [8] John A A. The relationship between energy consumption prices and economic growth: time series evidence from Asian developing country[J]. Energy Economics, 2000(22): 615-625.
- [9] 马宏伟,马开平. 能源消费与产业发展的协整性与因果关系分析[J]. 数理统计与管理, 2010, 29(3): 473-479.
- [10] 韩智勇,魏一鸣,焦建玲,等. 中国能源消费与经济增长的协整性与因果关系分析[J]. 系统工程, 2004(12): 17-21.
- [11] 张琳,何炼成. 我国区域能源消费与经济增长——基于省际面板数据协整模型的实证分析[J]. 江海学刊, 2010(1): 79-85.
- [12] 李晓嘉,刘鹏. 中国经济增长与能源消费关系的实证研究——基于协整分析和状态空间模型的估计[J]. 软科学, 2009, 23(8): 61-64.
- [13] 宁泽远. 能源消费与经济增长协整分析: 基于宏观数据的比较分析[J]. 统计与信息论坛, 2010, 25(3): 81-85.
- [14] 苏棣芳,蔡经汉. 我国能源消费与出口贸易非线性协整关系实证研究[J]. 中央财经大学学报, 2009(12): 69-74.
- [15] 魏子清,周德群,王群伟,等. 中国三次产业经济增长与能源消费相互作用的动态特征[J]. 资源科学, 2009, 31(7): 1211-1218.
- [16] 陈海燕,蔡嗣经,任一萍. 北京市能源消费与经济增长关系的实证研究[J]. 科技进步与对策, 2009, 26(14): 33-35.
- [17] 宁学敏. 我国碳排放与出口贸易的相关关系研究[J]. 生态经济, 2009, 218(11): 51-54, 96.
- [18] 高铁梅,孔宪丽,刘玉,等. 中国钢铁工业供给与需求影响因素的动态分析[J]. 管理世界, 2004(6): 73-81.
- [19] 廖丽萍. 体博会尽展低碳风采[J]. 环球体育市场, 2010, 13(3): 53.