

浙江出口贸易与环境污染互动关系研究

张学敏, 徐立青

(江南大学商学院, 江苏无锡 214122)

【摘要】基于向量自回归模型的广义脉冲响应函数和方差分解分析,考察了浙江 1991—2008 年出口贸易与 5 类环境污染指标之间的动态冲击反应,从而解释了在出口增长条件下对 5 类污染指标的长期动态的影响特征。分析结果表明:浙江出口贸易除了对二氧化硫的排放存在正的贡献外,对其余 4 种污染物的排放没有正贡献,说明出口贸易并没有导致多数工业污染的增加,而在一定阶段后,会有助于污染排放的治理,导致排放的减少。今后浙江省的污染治理要高度重视二氧化硫排放的治理,这样可以做到经济发展和环境保护的双赢。

【关键词】出口贸易; 环境污染; VAR; 浙江

【中图分类号】F746.12

【文献标识码】A

【文章编号】1673-2464(2010)04-0138-06

1 概述

改革开放以来,经济全球化的战略在我国得到大力推广,贸易对经济增长的贡献越来越大,环境问题伴随着经济增长日益凸显,国际贸易、环境和可持续性之间的关系受到广泛关注。综观国外学者现有的研究成果,有相当部分认为对外贸易是造成环境恶化的主要原因,尤其是对发展中国家而言,其中比较有代表性的有“向底线赛跑”和“污染避难所”两种假说。“向底线赛跑”假说认为一些国家为了维持或增强其竞争力,纷纷降低自己的环境标准。“污染避难所”假说认为一个国家严格的环境政策会使污染密集型产业向环境标准宽松的国家转移,会使承接污染产业转移的发展中国家成为发达国家转移污染的避难所^[1]。

国内学者最近几年对环境与贸易问题的实证研究较多,但贸易自由化是否造成中国环境恶化很难达成共识。张梅^[2]选取 SO₂ 和废水作为环境指标研究广东省出口贸易对环境的影响,得出该省出口量的扩大与环境恶化正相关;党玉婷等^[3]对我国 1994—2003 年对外贸易环境效应的研究表明,现阶段进出口贸易从总体上恶化了我国的生态环境;朱红根等基于广义脉冲响应函数实证分析得出出口贸易的增长将导致各类污染排放量总体有上升的趋势^[4];李秀香等论证了随着出口的不断扩大,以及相关环境管理措施的实施,最终导致 CO₂ 排放量增加的幅度在下降^[5];李斌等利用我国各省 SO₂ 截面数据得出的结论是贸易自由化有利于我国环境保护^[6];陈红蕾等建立计量回归模型,以 SO₂ 排放量作为环境污染指标对我国贸易开放的环境效应进行了实证研究,得出贸易有利于环境改善的结论^[7]。

浙江是中国出口大省和经济发达的省份之一,一些工业污染指标近几年出现不断下降趋势(图 1),而出口总额却不断上升,尽管受全球性金融危机的影响,2008 年进出口总额还达到了 2 111.5 亿美元,比上年增长 19.4%,其中出口 1 542.9 亿美元,增长 20.3%,分别占全国总额的 8.24%、10.8%。浙江省的外贸发展比较快,其对工业污染的治理也居于全国前列,研究浙江省贸易对环境质量所起的作用具有重要的价值和意义。

2 浙江出口贸易与环境污染互动关系的实证分析

收稿日期:2009-12-14;修订日期:2010-06-02。

作者简介:张学敏(1986—),女,硕士生,主要从事贸易与环境研究。E-mail:156minmin@163.com

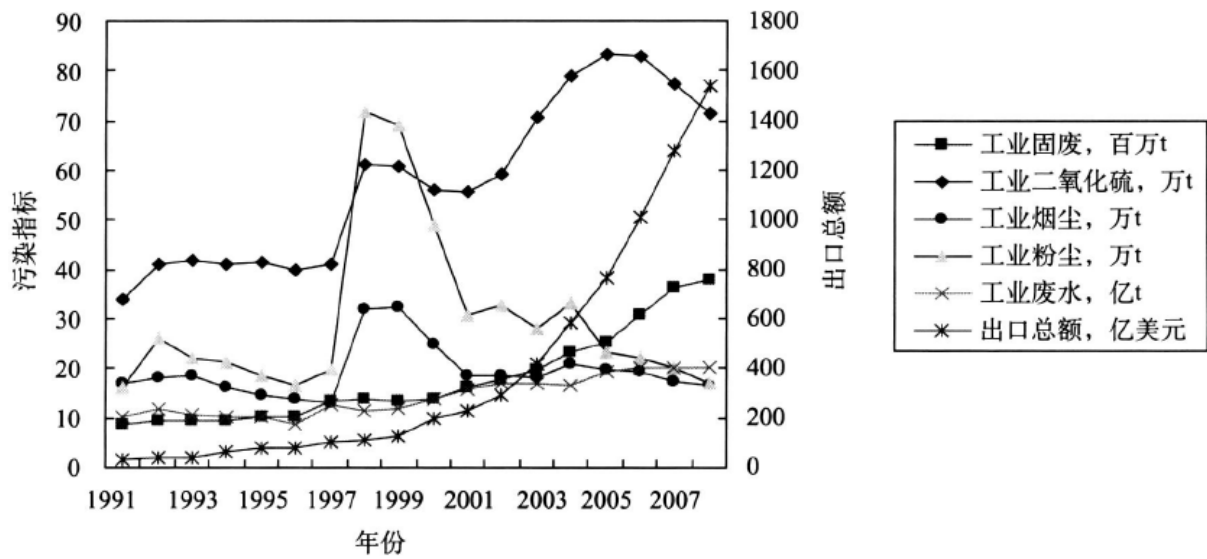


图 1 浙江出口贸易与各污染指标排放量趋势图

2.1 数据来源与处理

表 1 变量的单位根检验

变量	检验类型	统计量	5%临界	结论
$\ln \text{exports}$	$(\varphi, t, 0)$	-1.400 962	-3.710 48	不平稳
$D \ln \text{exports}$	$(\varphi, 0, 0)$	-3.635 905	-3.065 59	平稳
$\ln \text{ins}_2$	$(\varphi, t, 3)$	-3.514 959	-3.791 17	不平稳
$D \ln \text{ins}_2$	$(\varphi, 0, 0)$	-3.377 900	-3.065 59	平稳
$\ln \text{indust}$	$(\varphi, t, 0)$	-1.750 004	-3.710 48	不平稳
$D \ln \text{indust}$	$(\varphi, 0, 0)$	-3.652 282	-3.065 59	平稳
$\ln \text{ins}_{\text{smoke}}$	$(\varphi, t, 1)$	-2.761 077	-3.733 20	不平稳
$D \ln \text{ins}_{\text{smoke}}$	$(\varphi, 0, 0)$	-3.561 242	-3.065 59	平稳
$\ln \text{inwa}_{\text{ter}}$	$(\varphi, t, 0)$	-2.736 885	-3.710 48	不平稳
$D \ln \text{inwa}_{\text{ter}}$	$(\varphi, 0, 0)$	-5.853 967	-3.065 59	平稳
$\ln \text{insolid}$	$(\varphi, t, 0)$	-0.720 534	-3.710 48	不平稳
$D \ln \text{insolid}$	$(\varphi, 0, 0)$	-3.262 334	-3.065 59	平稳

注： φ 代表截距项； t 代表时间趋势项； k 代表滞后阶数； D 代表一阶差分。

根据数据的可获性,选取 1991—2008 年为样本区间,所有的时间序列数据来源于 1990—2009 年《浙江统计年鉴》各期并经过计算,选取的相关变量的度量单位与符号见表 1。为了尽量减少数据的波动性,消除数据中可能存在的异方差,对所有数据取自然对数,对各变量的检验过程时不改变原序列的对应关系。

本文中所涉及的变量有出口总额(万美元)、工业二氧化硫排放总量(万 t)、工业烟尘排放总量(万 t)、工业粉尘排放总量(万 t)、工业废水排放总量(亿 t)、工业固体废弃物产生总量(万 t)。为了叙述方便,分别采用符号 $\ln xports$ 、 $\ln inso2$ 、 $\ln in smoke$ 、 $\ln indust$ 、 $\ln in water$ 、 $\ln in solid$ 代替。

2.2 计量模型与研究方法

由于向量自回归模型(VAR)能够很好地处理多变量时间序列的关系,本文运用 VAR 模型作为分析研究的模型基础。一般一个 p 阶向量的自回归 VAR(p)为 $Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + B X_t + \varepsilon_t$ ($t = p+1, \dots, T$), 式中: $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{kt})$, 为 k 维内生时间序列向量; $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{dt})$, 为 d 维外生时间序列变量; T 是样本个数; ε_t 为 k 维扰动向量; A_1, A_2, \dots, A_p 为 $k \times k$ 维的待估参数矩阵; 内生变量和外生变量分别有 p 阶和 q 阶滞后期^[8]。

根据上面的理论,运用 VAR 模型的广义脉冲响应函数与方差分解分析来刻画浙江贸易出口贸易与 5 类污染指标之间的动态关系。脉冲响应函数刻画的是在扰动项加上一个标准差大小的冲击对其本身及其他内生变量当前值与未来值所带来的影响。冲击一个内生变量会直接影响到这个内生变量本身,并通过 VAR 模型的动态结果传导给其他的内生变量,而方差分解是通过分析每一个结构冲击对内生变量的贡献度,进一步评价出不同结构冲击的重要性。因此方差分解测算了 VAR 模型中的变量产生影响的每个随机扰动的相对贡献度。

2.3 变量单位根检验与协整检验

为了避免时间序列伪回归现象的出现,一般采用扩展 Dickey-Fuller(ADF)的方法来检验各序列是否平稳。最优滞后期的选择由 Eviews5.0 默认的 Schwarz(SC)最小原则来确定,最大的滞后阶数为 3。由表 1 可知,原时间序列都是非平稳的,但一阶差分序列在 5%的显著性水平下不能拒绝原假设,故是平稳的。

如果一组时间序列 X_1, X_2, \dots, X_n 都是同阶单积的 $I(d)$, 并且存在向量 $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ 使加权组合 $\beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n$ 为平稳序列 $I(0)$, 则称这组时间序列为协整的。协整关系反映了变量之间存在着长期稳定的关系^[9]。据此理论,表 2 给出了变量间的协整检验结果。从表 2 可以看出,仅有 $\ln xports$ 与 $\ln in so2$ 之间存在协整关系,其他变量之间不存在协整关系。

表 2 迹统计量 (Trace) 协整检验结果

变量组	假设协整方程个数	迹统计量	5%临界值	概率值 (P)	协整方程个数
$\ln xports$ $\ln in so_2$	None *	18.344 080	15.494 710	0.018 1	1
	Atmost	0.016 912	3.841 466	0.896 4	
$\ln xports$ $\ln in smoke$	None	10.058 240	15.494 710	0.276 3	0
$\ln xports$ $\ln in solid$	None	11.238 000	15.494 710	0.197 3	0
$\ln xports$ $\ln in water$	None	15.072 310	15.494 710	0.057 8	0
$\ln xports$ $\ln indust$	None	6.250 245	15.494 710	0.665 9	0

注: *表示在 5%的显著性水平下,拒绝原假设。

3 浙江出口贸易与环境污染互动关系的实证分析

协整关系是否存在与 VAR 模型建立不存在必然的联系,当存在同阶协整关系时,各自非平稳的趋势与波动有相互抵消的作用,采用向量误差修正模型(VEC),无协整关系时可采用差分后平稳的数列进行无约束的 VAR 模型分析。文中 $\ln xports$ 与 $\ln inso2$ 使用原数据建立 VEC 模型,其他变量采用差分后序列建立 VAR 模型^[8]。根据 AIC 准则和 SC 准则确定最优滞后阶数为 2。差分后所有序列都通过了稳健性检验,各方程的特征根均在单位圆内(AR 根小于 1),可以作进一步变量间的脉冲响应与方差分解分析。

3.1 出口与环境污染之间的广义脉冲响应函数

脉冲响应函数是研究新生冲击的长期影响的方法。考虑不含外生变量的非限制性 VAR(p)模型的向量移动平均 VMA(∞)形式为 $Y_t = \mu + \varepsilon_t + \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \psi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots$,其中系数矩阵 $\psi_s = \gamma_t + s \varepsilon_t$,为脉冲响应函数。文中运用 Pesaran 等提出不依赖于 VAR 模型变量次序的扰动项正交矩阵的广义脉冲方法^[10]。

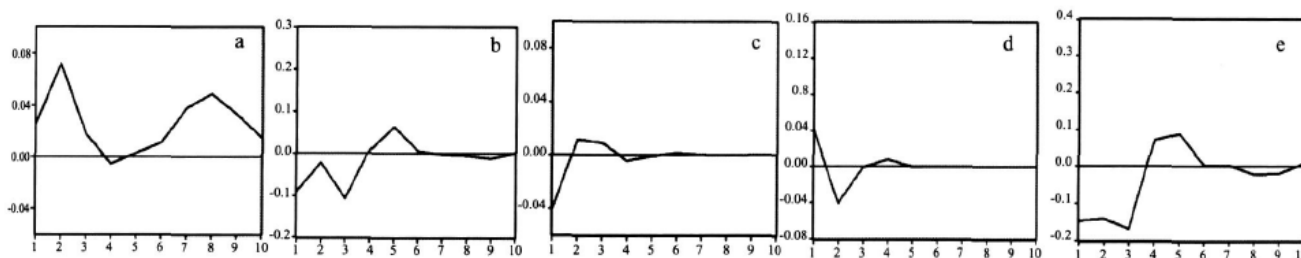


图2 $\ln inso_2$ 、 $\ln insmoke$ 、 $\ln indust$ 、 $\ln inwater$ 、 $\ln insolid$ 依次对 $\ln xports$ 变化的脉冲响应

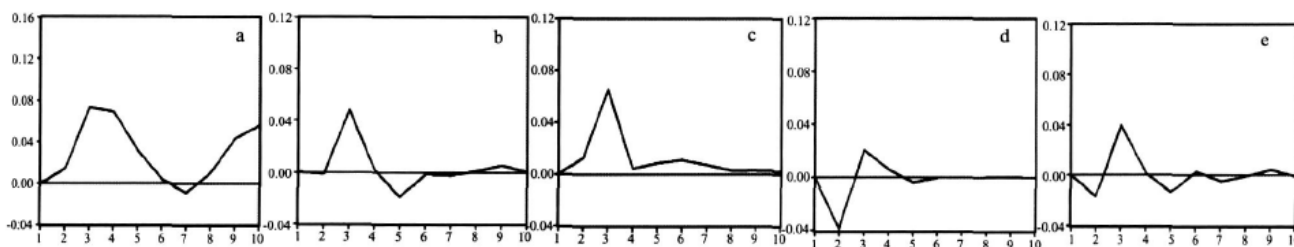


图3 $\ln xports$ 依次对 $\ln inso_2$ 、 $\ln insmoke$ 、 $\ln indust$ 、 $\ln inwater$ 、 $\ln insolid$ 变化的脉冲响应

图2a反映了当期给 $\ln xports$ 一个正向冲击后 $\ln inso2$ 的冲击响应,当期反应为正,在第2期达到最高值,第4期降到最低值,总体上近似于M型曲线,其冲击反应值为0.25696。在整个冲击期内,基本为正向冲击,表明随着出口的增加,工业二氧化硫排放量增加。图3a是对 $\ln inso2$ 正向冲击后 $\ln xports$ 的冲击响应大致N型曲线,冲击反应为0.29103。

图2b反映了 $\ln insmoke$ 对 $\ln xports$ 变动的冲击响应,前4期一直为负,第5~6期为正,第6期以后 $\ln xports$ 冲击变得不显著,在整个冲击期内的累计冲击为-0.1634,大致为N型曲线。图3b反映了 $\ln insmoke$ 对 $\ln xports$ 冲击的曲线形状为N型,该冲击反应值为0.03076。

$\ln insolid$ 与 $\ln xports$ 之间的动态冲击响应曲线均呈现倒U型,在第4期以后彼此之间冲击变得不显著。在图2c中 $\ln insolid$ 对 $\ln xports$ 冲击响应为当期负值,在第2期上升到正值,第3~4期缓慢下降直到不显著,其冲击反应值为-0.02297,说明随着出口额的增加,工业固体废弃物反而减少。在图3c中 $\ln xports$ 对 $\ln insolid$ 的冲击响应当期不反应,第2~3期正向冲击,第

4 期正向冲击减弱为不显著, 其冲击反应值为 0.118 2。

图 2d 反映了 $\ln\text{inwater}$ 对 $\ln\text{xports}$ 冲击当期为正, 第 2~ 3 期为负, 第 4~ 5 期为正, 之后几期冲击响应不显著, 冲击响应曲线为 U 型, 冲击反应值为 0.005 87; 图 3d 是 $\ln\text{xports}$ 对 $\ln\text{inwater}$ 当期没反应, 第 2 期为负, 第 3~ 4 期为正, 第 4 期以后也变得影响不显著, 冲击反应值为 -0.016 21, 冲击反应曲线大致为 N 型。

图 2e 是 $\ln\text{indust}$ 与 $\ln\text{xports}$ 之间的动态冲击响应曲线大致类似于倒 U 型。 $\ln\text{indust}$ 对 $\ln\text{xports}$ 变化的反应第 1~ 4 期均为负, 第 5~ 6 期为正, 之后影响变得不显著, 冲击反应值为 -0.320 7。图 3e 是 $\ln\text{xports}$ 对 $\ln\text{indust}$ 冲击响应第 2 期为负, 第 3 期转为正向冲击, 第 4~ 5 期下降至负, 第 6 期后冲击不显著, 冲击反应值为 0.013 08。

根据污染物指标与出口之间的双向互动关系, 可以得到以下结论。

1) 浙江省出口对工业固体废物、工业烟尘、工业粉尘 3 类污染指标冲击反应值全为负值(表 3), 即使工业废水为正(0.005 87), 也是非常小, 说明随着出口增加反而降低了这些污染物的排放, 这种情势很乐观。浙江是我国小商品市场的天堂, 依靠我国劳动力低价的比较优势打入国际市场, 将服装及衣着附件、纺织纱线、织物及制品、鞋类、旅行包和箱包等劳动密集型产品远销欧盟与美国等发达国家。相对于资本密集型产品而言, 劳动密集型产品带来的环境污染较小。可以看出, 浙江出口不断增加并未加大了污染物排放, 反而减轻了环境负担。但是出口对工业二氧化硫气体的冲击反应值还是为正, 说明出口还是增加了二氧化硫的排放, 值得高度注意。

表 3 出口与各污染指标的累计冲击反应值

	$\ln\text{insq}$	$\ln\text{insmoke}$	$\ln\text{insolid}$	$\ln\text{inwater}$	$\ln\text{indust}$
对出口冲击各污染的冲击累计反应值	0.256 96	-0.163 40	-0.022 97	0.005 87	-0.320 70
对污染冲击出口的冲击累计反应值	0.291 03	0.030 76	0.118 20	-0.016 21	0.013 08

2) 当出口对各污染指标正向冲击时, 从短期来看, 大致前 3 期处于向上、正向的冲击响应(工业废水除外), 意味着随着对污染物排放限制水平的放宽, 出口额开始会增加, 因为浙江省是全国民营企业最活跃的地方, 同时本土企业多为中小企业, 对社会的关注不够, 环境意识不强, 且难以承担污染处理成本, 一旦政府放松对这些中小企业的环境管制, 一些污染不达标的中小企业会迅速开始恢复生产, 原本的出口企业为了经济利益不采取污染处理, 出口也会大幅增加, 但是却加速浙江环境质量的下降。另外, 浙江外资企业出口占总出口比重由 2000 年的 21.51% 上升到 2008 年的 35.18%, 各地方政府为了吸引外资, 降低环保标准, 尽管为经济增长作出应有的贡献, 但是浙江外资企业出口有很大一部分是污染密集度很高的产业、化学原料及化学制品制造业、医药制造业。

3) 从长期趋势来看, 当出口对各污染指标正向冲击时, 第 3 期以后出口的冲击响应都转为向下的冲击响应, 从另外一个方面说明, 随着人均收入水平的不断提高, 环境作为一种正常品时人们对清洁环境的需求不断增加; 政府加大了对企业环境政策的干预, 发现问题后处理的及时性与坚决性; 同时受到了国外绿色贸易壁垒的限制增加, 环保、安全等因素被迫退出国际市场。对污染冲击出口的冲击反应值除了工业废水以外全部是正值, 通过降低环境标准可以扩大浙江省出口额, 但是这种以环境破坏的惨重代价换得短期经济是不可取的。

3.2 出口贸易与环境污染的预测方差分解分析

西蒙斯提出了方差分解的方法, 方差分析则将系统的预测均方误差分解成系统内各变量冲击在其中的贡献率。基于此理论, 表 4 给出了浙江出口贸易与各污染指标之间的相互解释的预测方差贡献度。

表 4 变量之间的方差分解结果

指标	方差解释贡献度平均值
工业二氧化硫对出口	11.886 99
工业烟尘对出口	14.551 54
工业固体废弃物对出口	24.043 14
工业废水对出口	12.221 60
工业粉尘对出口	11.845 94
出口对工业二氧化硫	28.816 73
出口对工业烟尘	20.214 30
出口对工业固体废弃物	19.893 02
出口对工业废水	13.615 20
出口对工业粉尘	32.237 43

出口贸易对解释各污染指标的预测方差贡献度排序为工业粉尘(32.23%)、工业二氧化硫(28.82%)、工业烟尘(20.21%)、工业固体废弃物(19.89%)、工业废水(13.62%)。如果随机扰动项是波动性的话,这种排序意味着出口额增加对各污染指标的波动性影响程度排序。波动性影响的值越高,说明该污染指标对出口变动越敏感。各环境污染指标对出口的预测方差贡献度排序为工业固体废弃物(24.04%)、工业烟尘(14.55%)、工业废水(12.22%)、工业二氧化硫(11.89%)、工业粉尘(11.85%)。

总体而言,出口对各污染指标的方差贡献度大于各污染指标对出口的贡献度,主要是由于出口额增加直接引起各类污染物增加,工业污染指标的变动不仅影响出口行业。还会影响到非出口行业,因此在方差分解的过程中平均贡献度相对要低一些。

4 结论

基于 VAR 模型的广义脉冲响应函数与方差分解理论,通过对浙江省 1991—2008 年出口贸易与 5 类工业污染指标相互动态的实证分析,得出以下结论。

1) 浙江出口贸易的增长总体上并未加大当地工业污染排放,如工业固体废物、工业烟尘、工业粉尘 3 类指标随着出口贸易的增长反而出现下降的趋势,工业废水排放量即使增加,幅度也很小。政府对出口企业污染监管时,要特别加强对工业二氧化硫排放量的监督与治理。

2) 工业污染排放对出口贸易增长存在着一定的反作用,放宽工业污染排放标准时,在总量上出口额会有增加的趋势,因为浙江省许多民营企业环保自觉意识不强,污染标准一旦下降,为了短期经济利益,出口额会大幅提高,政府要继续坚持对民营企业环境污染问题进行治理和监督,但是浙江中小企业较多,合理分摊污染处理成本较难,阻碍了中小企业的环境保护事业的发展步伐,应加大政府财政环保支出,引导、扶植企业治污设备更新换代,同时可以考虑引进民间资金投入环保设施,加快环保事业发展的市场化进程。

3) 出口对各污染指标的方差贡献度大于各污染指标对出口的贡献度。浙江各污染指标对出口变化的敏感度排序为工业粉尘>工业二氧化硫>工业烟尘>工业固体废物>工业废水。可以考虑根据各污染指标对出口变动的敏感度, 建立相应污染监管预警机制。

面对国外各种贸易壁垒限制的增加, 浙江省继续发挥劳动密集型产品出口的比较优势的同时, 要加快调整产业结构, 增加该产品的附加值与科技含量, 鼓励民营企业打造民族品牌, 增强国际竞争力。在以民营企业出口为主导贸易的模式下, 只要政府不断加强对出口企业环境的治理与监管, 发展出口贸易, 可以在一定程度上缓解当地的环境污染。

参考文献:

- [1] 陈恩, 慎少辉. 广东出口贸易与环境污染互动关系的探析[J]. 广东工业大学学报, 2009(4): 29-35
- [2] 张梅. 广东出口贸易对环境影响的实证分析[J]. 国家贸易问题, 2006(4): 107-110
- [3] 党玉婷, 万能. 我国对外贸易的环境效应分析[J]. 山西财经大学学报, 2007, 29(3): 21-26
- [4] 朱红根, 卞琦娟, 王玉霞. 中国出口贸易与环境污染互动关系研究: 基于广义脉冲响应函数的实证分析[J]. 国际贸易问题, 2008(5): 80-84
- [5] 李秀香, 张婷. 出口增长对我国环境影响的实证分析: 以 CO2 排放量为例[J]. 国际贸易问题, 2004(7): 11-13
- [6] 李斌, 汤铸, 陈开军. 贸易自由化对环境污染影响的实证分析[J]. 商业研究, 2006(10): 112-115
- [7] 陈红蕾, 陈秋峰. 我国贸易自由化环境效应的实证分析[J]. 国际贸易问题, 2007(5): 66-70
- [8] 金雪军, 卢佳, 张学勇. 两种典型贸易模式下的环境成本研究: 基于浙、粤两省数据的对比分析[J]. 国际贸易问题, 2008(1): 48-54
- [9] 谢识予, 朱弘鑫. 高等计量经济学[M]. 上海: 复旦大学出版社, 2005: 197-204
- [10] Pesaran M, Shin Y. Cointegration and speed of convergence to equilibrium [J]. Journal of Econometrics, 1996(71): 117-143