湖北省产业结构与环境污染关系计量分析

郝汉舟 王瑞霞

(湖北科技学院 资源环境科学与工程学院；
长江中游水土资源研究中心，湖北咸宁 437100)

【摘 要】根据1990—2015年湖北省相关统计年鉴数据，选择6项环境指标，在SPSS软件支持下构建了综合污染指数.在分析综合污染指数和产业结构变动特征的基础上，通过建立VAR模型，实证分析了湖北省产业结构和环境污染的动态关系。结果表明：因子分析提取了两个因子，湖北省2012—2015年污染指数比1997—2011年低，但仍高于1990—1996年。产业结构优化率呈上升趋势，该值在2000年以后大于35%。采用VAR的动态模型，预测2015年、2016年、2017年的综合污染指数分别为0.672、0.713、0.725。湖北省环境污染对产业结构调整的反应有一定的滞后性。湖北省产业结构优化升级短期内能够减轻环境污染程度，整体来看产业结构优化升级对减轻环境污染作用有限。第二产业对解释综合污染指数预测方差分解起着重要作用，其次为第三产业。

【关键词】湖北省；产业结构；环境污染；VAR模型

【中图分类号】X502;F264**【文献标识码】**A

【文章编号】1005-8141(2016)10-1178-06

1 引言

我国提出了工业化、信息化、城镇化和农业现代化四化同步；我国“十二五”规划提出到“十二五”期末，中国城镇化率将由2010年的47.5%提高到2015年的51.5%。在推进城镇化进程中，资源环境对经济发展的约束更加强化，经济发展与资源环境的矛盾进一步加大。湖北省提出，“坚持市场决定取舍、绿色决定生死、民生决定目的”三维纲要。在科学发展、转型发展过程中，产业结构转换被置于非常重要的位置，在此背景下，需要从理论上回答产业结构转换与环境污染的关系。

环境经济学认为，经济发展水平与生态环境一般遵循环境库兹涅茨曲线(EnvironmentalKuznetsCurves,EKC)。基于脱钩理论的脱钩指数，将经济增长与资源环境之间分为耦合、相对脱钩、绝对脱钩三种状态。方创琳认为，城市化与环境的耦合度函数是EKC曲线和对数曲线的逻辑复合，由此计算出城市化过程中的水资源约束强度。此外，灰色关联分析建立的关联度模型和耦合度模型以及结构方程模型(StructuralEquationModeling，SEM)也被用来研究经济发展与资源环境之间的关系。在解释EKC曲线时，其中一种解释是基于EKC曲线论证技术的作用。

Kro-nenberg 认为，技术分为清洁技术和肮脏技术，技术进步是 EKC 拐点的必要条件:8]。此外，从产业结构的转换角度，研究经济增长与环境污染的关系也日益受到重视。目前，产业结构与环境污染的关系研究主要集中在三个方面。

产业结构的外延形式：从产业结构外延来看，有三种结构形式影响环境污染：①产业组织结构规模小的企业因为达不到规模效益，无力进行污染治理，从而形成较大的点源与面源污染。研究所采用的方法是分解模型，其效应分解为规模效应、结构效应和技术效应。②产业比例结构与环境污染关系。常见的产业分类方法有霍夫曼的生产结构产业分类法，工业产业分类法、费歇尔的三次产业分类法、资源集约度分类法、标准产业分类法等。我国的《国民经济行业分类与代码》（GBT4754-2002)把中国的国民经济划分为 20 个门类。所采用的研究方法主要是关联度方法、GMM 方法、向量自回归（VAK)方法。③产业空间结构与环境污染关系。研究方法包括区域重心方法、地理集中指数方法、空间自相关方法。

实证分析：从文献报道 1 来看，上述第二个方面即产业比例结构与环境污染关系的研究较多。从研究者的结论来看，概况起来有以下几种：①产业结构升级可改善环境质量。认为产业结构和环境污染之间是倒“U”型关系。Grossman、Oosterhaven 等研究得出，产业结构和环境污染之间存在倒“U”型关系，产业结构升级是提高环境质量的有效途径。国内研究者王青等将产业结构升级率定义为第三产业产值与第二产业产值之比，结果发现产业结构升级率可降低单位产出的污染。王瑞鹏等将第二、三产业产值之和占 GDP 的比重代表产业结构，结果发现产业结构每上升 1%，环境污染会减少 12.33%。②产业结构调整对环境质量带来负向影响。韩峰等研究湖南省产业结构对生态环境的影响时发现，产业结构对生态环境表现为负向影响。基于福建省 1986—2012 年的产业结构与环境污染数据，占李玲采用 VAK 模型进行了研究，结果表明产业结构调整将导致环境污染加剧。③产业结构调整对解决环境污染问题的“有限作用说”。李姝基于 2004—2008 年的省级面板数据，采用 GMM 方法，发现产业业结构水平与水污染之间呈正相关关系，与废气污染之间呈负相关关系。胡飞用省际面板数据的实证表明，我国中东部产业结构升级对环境污染的影响作用有限杨冬梅基于山东省 1990—2010 年的数据，构建了 VAR 模型进行研究，结果表明产业结构调整能改善环境污染状况，但这种作用并不显著。

从其产业结构和环境污染的内在机理来看，产业结构优化升绫对环境库兹涅茨曲线 P:KC 有着重要的影响。不同产业的污染物排放密度、资源使用效率有所差异。当经济发展到一定水平时，产业结构升级可缓解环境压力，因此产业结构与生态环境是密切相关的。产业结构不但决定着资源消耗的种类和水平，而且产业结构变动调整又使资源向利用效率更高的产业转移，从而提高了资源的利用效率、减少了污染排放量，降低了环境污染。

长期以来，对经济发展与环境污染的关系研究较多，主要是从 EKC 曲线、1PAT 方程、环境压力方程等方面展开研究。目前我国正在进行经济结构调整和产业结构调整，对环境污染的效应需要从微观、中观、宏观角度进行深入分析。基于此，本研究采用在 SPSS 支持下的因子分析法对湖北省 1990—2015 年环境污染特征进行了分析，采用计量经济学的方法分析了产业

结构比例与环境污染的关系，以期为区域经济社会可持续发展提供对策。

2 数据来源及方法

2.1 数据来源

本文以湖北省为例，分析了该省1990—2015年期间的环境污染状况。总结已有研究成果，本文采用工业废水排放总量（万吨）、工业废气排放总量（亿 m^3）、二氧化硫排放总量（万 t）、烟尘排放总量（万 t）、工业粉尘排放总量（万 t）和工业固体废物排放总量（万 t）六类环境污染物排放指标来构建湖北省环境污染综合指数。各类指标数据均从相关年份的《湖北省统计年鉴》整理得到；采用 gyfs、gyfq、eyhl、gyye、gygtfqw、fyfc 分别代表工业废水、工业废气、二氧化硫、工业烟尘、工业固体废弃物、工业粉尘。根据相关年份的《湖北省统计年鉴》整理得到湖北省1990—2015年第一产业、第二产业、第三产业发展的数据。

2.2 方法

为了去除数据的单位，便于数据的比较和加权，本文对数据的离差进行了标准化处理。通过对原始数据 x 做线性变换，使结果落到[0,1]之间。计算公式为：$x' = \frac{x - \min}{\max - \min}$。式中，max 为样本数据的最大值，min 为样本数据的最小值。因子分析结果经过 KMO 检验，KMO 统计量的取值在 0—1 之间；如果统计量取值越接近 1，变量间的偏相关性越强，因子分析的效果就越好；KMO 统计量在 0.7 以上时，因子分析效果较好；KMO 统计量在 0.5 以下时，因子分析效果很差。在 SPSS 软件支持下经过方差旋转，计算综合污染指数：

$$F = \alpha_1 F_1 + \alpha_2 F_2 + \cdots\cdots + \alpha_i F_i \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

其中，$\alpha_i = \frac{\lambda_i}{\sum_{k=1}^{p} \lambda_k} (i = 1,2,\cdots,p)$。式中，$F_i$ 为提取的第 i 个因子的得分，α_i 为第 i 个因子的权重，λ_i 为提取的第 i 个因子的方差贡献。分别用 YCE、ECY、SCY 代表湖北省第一产业、第二产业、第三产业产值占总产值的比值。在本研究中，产业结构优化率用第三产业产值占总产值的比例来代表，即其值等于 ECY。

本文采用向量自回归模型（VectorAutoRegressive，VAR)做静态预测和动态预测，用脉冲响应函数（Im-pulseResponseFunction，IRF)分析方法来描述一个内生变量对由误差项所带来的冲击的反应，用方差分解的方法把系统中的任意一个内生变量的预测方差分解为各个变量随机冲击所做的贡献，从而反映出每个变量对模型内生变量的相对重要程度。上述计量分析是在Eviews8.0 软件支持下进行的。

3 结果

3.1 污染特征分析

对以上环境污染六个指标的原始数据进行标准化处理。在 SPSS 支持下，对工业废水（gyfs）、工业废气（gyfq）、二氧化硫（eyhl）、工业烟尘（gyyc）、工业固体废弃物（gygtfqw）、工业粉尘（fyfc）进行相关分析，结果见表 1。从表 1 可见，gyfc 和 gyfs、gyyc 和 gyfq 单侧概率小于 0.01，表现为极显著负相关；gyfq、gyfs、gygtfqw、gyfq、gygtfqw、eyhl 表现为显著负相关（$p < 0.05$）；gygtfqw 和 gyyc 表现为显著正相关（$p < 0.05$）。

表 1　环境污染的指标相关分析

指标	gfs	gfq	eyhl	gyc	gygfqw	gfc
gfs	1					
gfq	0.437*	1				
eyhl	-0.244	0.328	1			
gyc	-0.235	-0.525**	0.073	1		
gygfqw	-0.206	-0.440*	-0.364*	0.398*	1	
gfc	-0.782**	-0.360*	0.253	0.288	0.179	1

Kaiser - Meyer - Olkin 度量（KMO）为 0.538，小于 0.5 的 Bartlett 检验概率，小于 0.01，因此环境污染六个指标可进行因子分析。提取两个因子，其方差贡献分别为 $\alpha_1 = 0.34870$、$\alpha_2 = 0.34734$。综合污染指数为：

$$ZB = 0.3487 \times F_1 + 0.34734 \times F_2 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

式中，F_1、F_2 为不同年份的因子得分。离差标准化的环境污染指数 ZB1 值在 0—1 之间。不同年份（1990—2015 年）的变化见图 1。其最大值在 1997 年，最小值在 1992 年。第一阶段为 1990—1996 年，污染指数在 0—0.5 之间波动；第二阶段为 1997—2011 年，污染指标较高；第三个阶段为 2012—2015 年，综合污染指数波动并有下降趋势，其值虽然比第二阶段稍低，但是明显高于第一阶段。从六种污染物的具体数据来看，相对于 1990 年的数值，工业烟尘排放量、工业固体废物排放量、工业粉尘排放总量下降非常明显，2015 年这三个数值仅分别相当于 1990 年数值的 26.1%、0.8%、50.3%，减排效果非常明显。但工业废气排放量指标增加也非常明显，2014 年该值为 21702 亿 m^3，

是1990年的6.4倍。其他两个指标工业废水排放总量、工业二氧化硫排放总量维持在1990年的水平，在工业化、城市化加快的进程下，这两个指标也体现了减排效果。

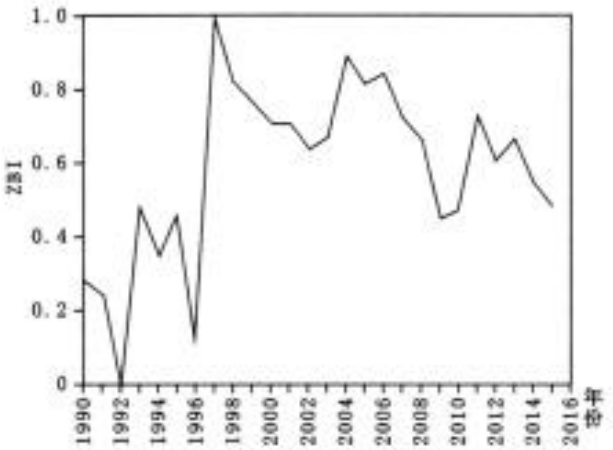

图1 离差标准化的环境污染指数ZBI

3.2 产业特征分析

湖北省1990—2015年第一产业、第二产业、第三产业占总产值的比例见图2。第一产业占总产值的比重总体上呈下降趋势，且下降速度较快，从1990年的35.1%下降到2015年的11.2%。第二产业在波动中稳步上升，从1996年的最低值37.0%升高到2015年的45.7%。第二产业的比重在增加，体现了咸宁市“工业强市”的发展思路。2000—2004年，第三产业相对于第二产业有一加速发展的过程。第三产业总体发展迅速，呈上升趋势，在2_年以后保持在35%以上。

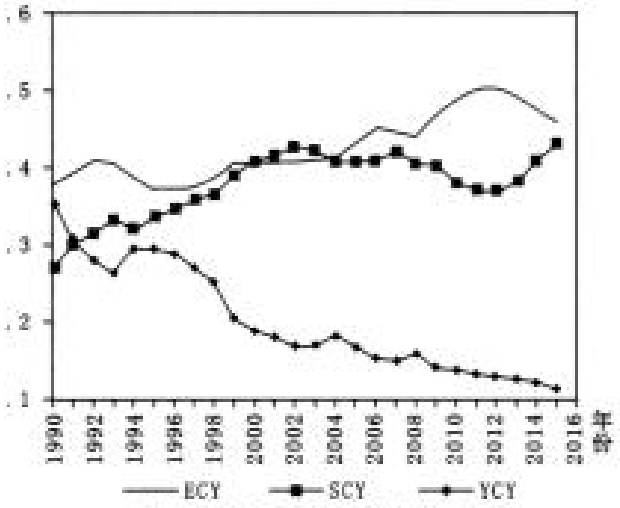

图 2 不同产业占总产值的比例

Pearson 单侧的相关分析表明，标准化的污染指数 ZB1 与第三产业 SCY 和第二产业、第三产业、ESCY 呈极显著的正相关（$p < 0.01$）；与第一产业 YCY 呈极显著的负相关（$p < 0.01$）；YCY 与 ECY、SCY、ESCY 呈极显著的负相关（$p < 0.01$）；ECY 与 SCY 呈显著正相关（$p < 0.05$）。标准化的污染指数 ZB1 与产业的相关分析表明，导致 ZB1 增加的主要是第三产业、第二产业与第三产业比重之和。

3.3VAR 模型

20 世纪 70 年代，Granger 提出“伪回归”问题，目前 VAR 建模要保证变量是平稳的。VAR 建模步骤为：首先要进行变量平稳性检验，本研究对变量 YC、YEC、YSC、YZB1 进行了平稳性研究，采用 UNIT、ROOT、TEST 对全部的变量进行单位根检验（采用 ADF 方法），检验结果见表 2。从表 2 可知，对序列在水平值进行单位根检验，概率值 P>0.05;对序列的一阶差分进行单位根检验，P<0•05，即 D(ECY)、D(SCY)、D(YCY)、D(ZB1)为一阶单整。

表 2　变量稳定性检验

Series	Prob.	Obs
ECY	0.8172	26
SCY	0.4010	26
YCY	0.7142	26
ZB1	0.0615	26
D(ECY)	0.0082	26
D(SCY)	0.0137	26
D(YCY)	0.0082	26
D(ZB1)	0.0000	26

一般而论，20 世纪 70 年代以前的建模都是以"序列平稳"为隐含假设，70 年代 Granger 提出了"伪回归"问题，从此建模进入了"非平稳"与"协整"时代。在本研究中，虽然变量 ZB1、YSY、ECY、SCY 是非平稳的，但直接建立 VAR 模型的 R^2 较高（>0.95），因此对时间序列建模时不进行平稳性和非平稳序列协整性检验是不严格的。

本研究以 D(ECY)，D(SCY)，D(YCY)，D(ZB1)建立 VAR 模型。VAR 模型是一种非结构化的模型。即变量之间的关系并不是以经济理论为基础，把系统中每一个内生变量作为系统中所有内生变量滞后项的函数来构造模型。这里以 D(ECY)、D(SCY)、D(YCY)、D(ZB1)为内生变量，滞后期为 1—2 期，Eviews 自动给出参数项 c 为外生变量。其结果为：

D(SCY) = −0.617 × D(YCY(−1)) + 0.929 × D(YCY(−2)) − 0.312 × D(ECY(−1)) + 0.739 × D(ECY(−2)) − 0.258 × D(SCY(−1)) + 1.150 × D(SCY(−2)) + 0.006 × D(ZB1(−1)) + 0.032 × D(ZB1(−2)) + 0.004

D(ZB1) = 16.734 × D(YCY(−1)) − 0.674 × D(YCY(−2)) + 21.117 × D(ECY(−1)) − 3.669 × D(ECY(−2)) + 11.413 × D(SCY(−1)) + 8.454 × D(SCY(−2)) − 0.374 × D(ZB1(−1)) − 0.155 × D(ZB1(−2)) + 0.010

使用 Eviews 软件中提供的静态求解过程，得到 ZB1 和 ZB1 静态对比见图 3。为了观察污染指数的长期变化趋势，采用动态模型求解见图 4。动态求解可

对超出样本期的未来值进行预测，采用动态模型求解，得到ZB1预测值。2016年、2017年、2018年预测值分别为0.672、0.713、0.725；SCY预测值，2016年、2017年、2018年分别为0.450、0.473、0.507。对上述建立的VAR模型进行稳定性检验，滞后长度为2，4个内生变量，一共有8个根，被估计的VAR模型所有根的倒数模小于1，即位于单位圆内（图5）。结果显示，VAR模型是稳定的，因此可进行脉冲响应函数分析和方差分解分析。

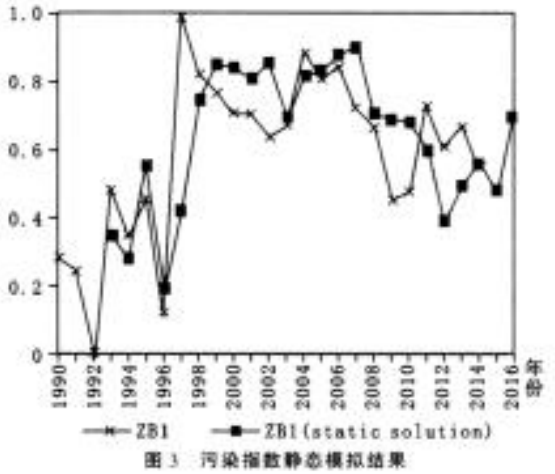

图3 污染指数静态模拟结果

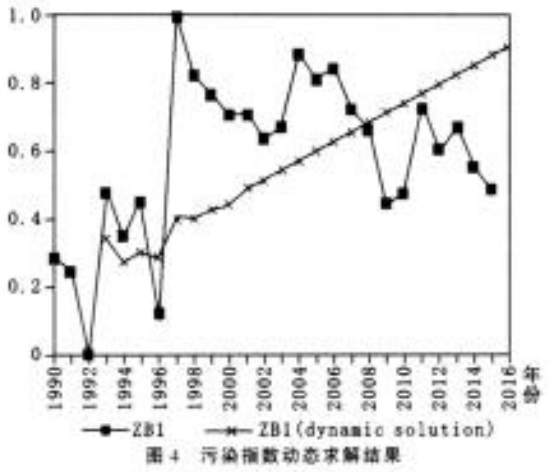

图 4　污染指数动态求解结果

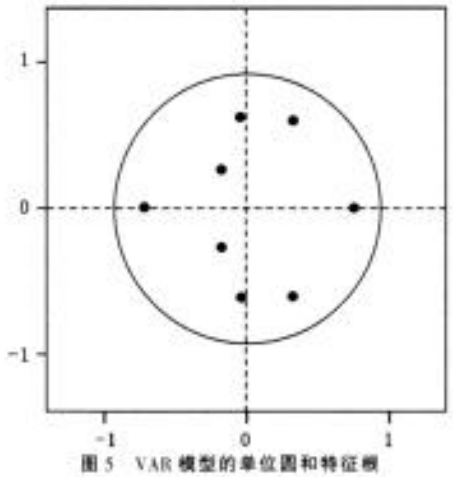

图 5　VAR 模型的单位圆和特征根

脉冲响相应函数（ImpulseRespnnseFunction,IRF)是用于衡量来自某个内生变量的随机扰动项的一个标准差冲击（“脉冲”）对 VAR 模型中所有内生变量变量当前值和未来取值的影响。

图 6 中，横轴表示冲击作用的滞后期间数（年），纵轴表示 IRF 的大小。虚线表示正负两倍的标准差偏离带（S.E)。图 6a 表明在第三产业扰动情况下的环境污染响应。当期给产业结构一个正的冲击后，污染指数 ZB1 对第三产业 DSY 扰动并没有立即做出响应，污染指数在第一期的响应为 0,到第二期达到最大负响应（-0.02)。从第 12 期以后，产业结构扰动对环境污染扰动响应已很小，稳定趋近于 0。IKF 分析表明，环境污染对产业结构调整的反应有一定的滞后性，湖北省产业结构优化升级短期内能减轻环境污染程度 3 整体来看，产业结构优化升级对减轻环境污染的作用有限，说明湖北省产业结构优化升级的质量不高。在提高第三产业比例的同时，湖北省应关注第二产业的结构调整，从技术进步、资源利用效率方面进行工业化的升级换代。从图 6b 可见，环境污染对来自第二产业的扰动立即做出了响应，环境污染第一期的响应为 0.08,在第三期时达到最大值（0.12)。从第三期以后，环境污染对第二产业的扰动的响应缓慢减少且为正向，直到稳定趋于 0。IRF 分析表明，第二产业对环境污染有正向的增加作用，表明湖北省工业需要从传统的物质消耗投入走向更加节能环保的数字化、智能化的新型工

业化道路。

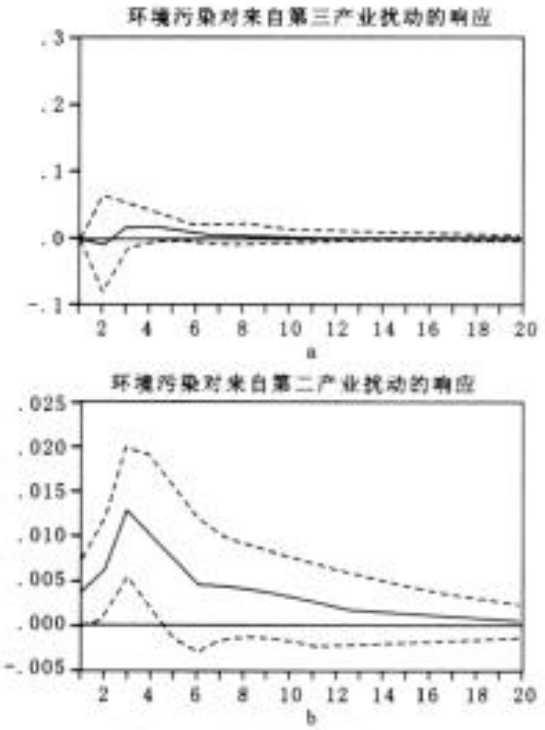

图 6 VAR 模型的脉冲响应函数

利用方差分解方法，分析 YCY、ECY、SCY 对 ZBI

变化的贡献度。基于VAR模型的方差分解，通过分析每一个随机误差项的冲击对内生变量变化的贡献度，进一步评价不同冲击的贡献度。表3中S.E表示D(ZB1)预测的标准差。在一期预测中，污染指数预测方差全部是由自身扰动引起的。在第4期中，污染指数预测方差有80.1%是由污染指数自身扰动引起的，13.7%是由第二产业扰动引起的，3.2%是由三产业扰动引起的，3.0%是由第一产业扰动引起的，到7期方差分解结果基本稳定。从结果显示，产业变动对环境污染影响有一定的滞后性，其中影响最大的是第二产业，其次为第三产业。

表3 变量D(ZB1)的方差分解结果

Period	S.E	D(YCY)	D(ECY)	D(SCY)	D(ZB1)
1	0.012187	0.000000	0.000000	0.000000	100.0000
2	0.016220	0.264348	8.192822	2.433420	89.10941
3	0.018422	2.616206	13.64945	3.158487	80.57586
4	0.018764	3.049732	13.67198	3.199519	80.08277
5	0.019445	2.894423	14.23538	5.505376	77.36482
6	0.019601	2.952110	15.36359	5.470437	76.01386
7	0.019832	3.158770	15.66373	5.426240	75.75126
8	0.019942	3.225414	15.65437	5.420598	75.69961
9	0.019984	3.202159	15.86230	5.573412	75.36212
10	0.019992	3.200453	15.87630	5.560552	75.35370

Cholesky Ordering: D(ZB1) D(YCY) D(ECY) D(SCY)

变量D(SCY)的方差分解结果见图7。由图7可知，第三产业预测方差在第5期以后保持稳定，预测方差主要由第二产业(40%)>第一产业(22%)>综合污染指数(20%)>第三产业(18%)。分析结果表明，第二产业、第一产业对第三产业的贡献率最大，第三产业对自身的贡献率较低。

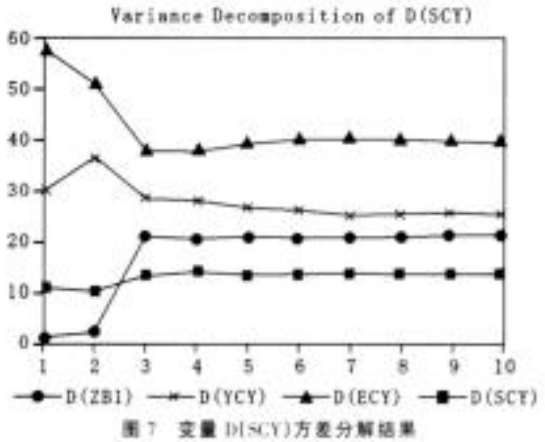

图7 变量D(SCY)方差分解结果

4 结论与建议

本文以湖北省 1990—2015 年相关年份的《湖北统计年鉴》数据，在 SPSS 软件支持下，采用因子分析方法构建了综合污染指标；在 Eviews 软件支持下，基于向量自回归模型（VAR)进行了静态预测和动态预测；基于脉冲响应和方差分解，评估了产业结构变动对环境污染指数的影响。

1990—2015 年的污染特征：经过 KMO 检验，对 6 个污染指标进行因子分析，提取了 2 个因子。构建的综合污染指数显示，湖北省在 1990—2015 年污染特征可分为三个阶段：第一阶段为 1990—1996 年，污染指数在 0—0.5 之间波动；第二阶段为 1997—2011 年，污染指标较高；第三个阶段为 2012—2015 年，综合污染指数波动并有下降趋势，其值虽然比第二阶段稍低，但明显高于第一阶段。

1990—2015 年的产业结构特征：第一产业占总产值的比重总体上呈下降趋势；第二产业在波动中稳步上升；第三产业总体发展迅速，呈现上升趋势，在 2_年以后保持在 35%以上。Peareori 单侧相关分析表明，标准化的污染指数 ZB1 与第三产业 SCY、第二产业、第三产业和 ESCY 呈极显著正相关（P<0.01)，与第一产业 YCY 呈极显著负相关（p<0.01)。

VAR 及脉冲响应、方差分解表明，基于 VAR 模型，采用动态模型求解，得到标准化的综合污染指数 ZB1 预测值,2016 年、2017 年、2018 年预测值分别为 0.672、0.713、0.725;SCY 预测值，2016 年、2017 年、2018 年分别为 0.450、0.473、0.507,环境污染对产业结构调整的反应有一定的滞后性。湖北省产业结构优化升级短期内能减轻环境污染程度。整体看，产业结构优化升级对减轻环境污染作用有限，第二产业对环境污染有正向的增加作用。

基于以上结论，在理论上和实践上提出以下建议：①在湖北省的产业升级转移过程中，必须正视人均资源相对不足，资源环境与城市化之间的矛盾日益显著的现实。在产业的升级过程中，以资源过量消耗、生态环境破坏为特征的低端产业应向新型工业化道路迈进，同时大力提升第三产业的比例。②在提高第三产业比例的同时，对第二产业的结构转型要从劳动力密集型产业向高附加值的技术密集型产业升级。③该实证在理论和实践意义在于：单纯认为产业结构优化就能立即改善环境污染是有一定局限性的，短期内这种转换可能表现为污染量的增加。从产业结构与环境污染的内在机制来看，应主要从技术进步、资源利用率等方面进行产业结构的升级换代。

参考文献:

[1]高波，卢霖，辛公舜.浅析产业政策转型与经济发展[J]中国商贸，2013,(18)： 160-161.

[2]王青，赵景兰，包艳龙.产业结构与环境污染关系的实证分析吉 首大学学报（社会科学版），2011，（6）:92 -97.

[3]Grossman C, Krueger A. Economic Environment and the Economic Growth[J]. Quarterly Journal of Economics, 1995,110(2) ： 353 - 377 .

[4]Ru X.Chen S.Dong H. An Empirical Study on Relationship Between Eco-nomic Growth and Carbon Emissions Based on Decoupling Theory[jJ .Journal of Sustainahl** Development ,2012,5(8) ： 43 .

[5]方创琳.鲍超，乔标.城市化过程与生态环境效应[M].北京：科学出 版社，2008.

[6]刘瑶彬.城市化与生态环境耦合机制及调控研究[M].北京：经济科 学出版社，2007.

[7]Tian L.Chen J,Yu S X. Coupled Dynamics of Urban Landscape Pattern and Socioeconomic Drivers in Shenzhen, China [J]. Lamlsoape Ecology, 2014, 29(4) ： 715 - 727.

[8]Kronenberg T, Fuss S. A Techno - economic Explanation for the Environment- al Kuznets Curve[C] .//ETH Cerence Proreedings, P I7th Man-h,2005.

[9]成艾华.技术进步、结构调整与中国工业减排——基于环境效应分 解模型的分析[J].中国人口 •资源与环境，2011，21(3)」41-47.

[10]钱枫林，刘强，陈帮午.产业结构与环境污染的关系浅析[j].商场 现代化 ,2008,(4):345 - 346.

[11]闫兰玲.杭州市产收结构与环境污染间的灰色关联度分析研究[J]. 环境科学与管理，2013，（10):112- 115.

[12]万迮军，李扬如.国际贸易、产业结构对环境污染的影响——基于 面板数据动态 GMM 模型[J].北京化工大学学报（社会科学版）， 2014,(3) :41 -46.

[13]王瑞 ,王朋岗.城市化、产业结构调整与环境污染的动态关系 —-« F VAR 模型的实证分析[J].工业技术经济，2013,(1):26 - 31.

[14]王怀成，张连 H,蒋晓威.泛长三角产业发展与环境污染的空间关 联性研究[J].中国人口 •资源与环境.2014,(S1):55 - 59.

[15]田敏.基于环境问题的产业空间结构与布局研究[J].太原科技， 2007,(7) ：26－27.

[16]未良莉，孙欣，王立平.产业转移与环境污染的空间动态面板分析 [J].经济问题探索，2010,(10):23 － 27.

[17]Jan Oosterhaven, Lourens Broersma. Sector Structure and Cluster Economi-es： A Decomposition of Regional Labour Pnxluctivity[J] . Regional Studies, 2007,41(5)：639-659.

[18]王疗，赵拱兰，包艳龙.产业结构与环境污染关系的实证分析[J].吉 首大学学报（社会科学版），2011，（6):92 － 97.

[19]韩峰，李浩.湖南省产业结构对生态环境的影响分析[J].地域研究 与开发，2010,29(5):89-93.

[20]李占玲，陈洪昭.产业结构调整与环境污染关系的实证分析——以 福逮省为例.福建师大福清分校学报，2014，（5):84-91.

[21]李株.城市化、产业结构调整与环境污染[J].财经问题研究，2011,(6):38 － 43.

[22] 胡产业结构升级、对外贸易与环境污染的关系研究一-以我 S 东部和中部地区为例[J].经济问题探索，2011,(7)： 113-118.

[23]杨冬梅,万道侠,杨晨格.产业结构、城市化与环境污染——基于山 东的实证研究[J].经济与管理评论，2014,(2) :67-74.

[24]万水坤，锁成，王隽妮，等.产业结构调整与环境污染联动效应研 究[C].发挥资源科技优势，保障西部创新发展——中国自然资源 学会 2011 年学术年会论文集（上册>,2011.

[25]Tan F,Lu Z.Study on the Interaction and Relation of Society, Economy and Environment Based on PCA－VAR Model: As a Case Study of the Bohai Kim Region,China[j] . Ecological Indicators,2015,(48)： 31 -40.