

杭州三次产业结构的研究---基于 VAR 和 VEC 模型的实证分析

阳长征

(桂林理工大学管理学院, 广西 桂林 541004)

摘要: 通过对过去文献的综述, 鉴于传统的经济建模方法分析及存在的不足, 结合经济计量分析的特点, 提出了基于向量自回归(vector auto regression, VAR)及向量误差修正(vector error correction, VEC)模型的经济数据的分析方法, 阐述了该方法在经济计量分析中的优点, 并介绍了 VAR 和 VEC 的模型构建。通过杭州市 1978 年至 2008 年三次产业数据的实例分析, 揭示了杭州市三次产业之间的关系, 其分析结果与杭州实际状况相吻合, 具有指导意义, 能为国家或地区的政策制定和投资策略指明方向。

关键词: 产业结构; 向量自回归; 修正模型; 实证检验

Three-industry-structure analysis based on the VAR and VEC model: exemplary test of economic data of Hangzhou city during 30 years from 1978 to 2008

YANG Changzheng

(Enterprise Management, School of Management, Guilin University of Technology, GuangXi GuiLin 541004)

Abstract: Through past literature reviews, the article points out the defect and the limitation of traditional statistic approaches. Considering these problems and characteristic of those econometrics analyses, it puts forward the application of combination of vector auto regression (VAR) and vector error correction (VEC) to the analysis of three industries, and explains its advantages in the econometrics analysis, and introduces its theory, then shows its modeling steps through exemplification. Through the data analysis of three industries of Hangzhou city from 1978 to 2008 using the method, it comes to conclusion that the analysis is in accordance with its facts, so it reflects the method is constructive and can be used in the practice.

Keywords: industrial industries; vector auto regression; vector error correction; exemplary test

0 引言

产业结构是指生产要素在各产业部门间的比例构成和它们之间相互依存、相互制约的联系, 即一个国家或地区的资金、人力资源和各种自然资源与物质资料在国民经济各部门之间的配置状况及其相互制约的方式。在国民经济中, 产业结构问题是第一位的重要关系, 是认识一个国家或地区经济发展状况和结构的重要指标, 对它的研究和分析可以从宏观和微观层面认识一个国家和地区的经济特点和经济结构特点, 为各种经济政策的合理制定、调节投资和发展方向提供依据。分析中国的三次产业结构现状, 并进行国际比较, 可以使我国清醒地、客观地认识中国的落后。中国的工业现代化之路还远远没有完成, 对中国在国际上的产业竞争力不要过于乐观。同时, 也可使我们进一步认识到, 中国的经济发展具有极大的潜在空间, 通过制定各种政策使我国的产业结构合理协调发展, 充分合理地利用各种资源进行社会主义现代化建设。由于中国不同区域产业结构的发展情况不同, 盲目统一的产业政策必定存在缺陷。与美日相比, 中国的微观基础是不完善的市场, 产业结构调整具有特殊性, 结构错位现象严重, 所以迫切地需要建立起能够指导实践的

作者简介: 阳长征, 企业管理硕士研究生. E-mail: chkg@126.com

研究方法和产业结构理论^[1]。

1 文献回顾

45 总结现有文献，关于产业结构变动对经济增长的影响的测度方法大体上有以下几种形式：刘满凤、胡大立（2000）^[2]利用生产函数来进行测算由索洛生产函数，用此模型刻画产业结构调整以及资源配置不断优化所产生的经济效果，是衡量经济增长质量的一个重要指标。作者未应用该模型进行实证分析，事实上实际应用也很困难。何忠伟、曾福生（2002）^[3]构建了农村产业结构调整影响经济增长的模型，并进行了实证分析。作者采用以柯布—道格拉斯生产函数。赵卓、孙燕东、曾晖（2003）^[4]应用灰色理论建立 GM（1，3）产业结构灰色模型，因其形式上表明的是各次产业 GDP 增长指数与资本、劳动投入的关系，故将其划入生产函数法。但是，灰色关联度存在的主要缺陷：不能用关联度代替相关系数，也不能用关联分析方法代替统计中的因素分析法。对某些实际问题，还必须采用回归分析、主成分分析、正交设计等各种统计分析方法。灰色关联度分析仍然存在一些理论上的问题需要研究探索。虽然目前已提出了一些修正的办法，如绝对关联度（梅振国，1992）^[5]、T 型关联度（唐五湘，1995）^[6]等关联度修正公式，但这些关联度也同样存在一些缺陷。瓦西里·列昂惕夫（Wassily leintief）首创投入产出这种方法，对产业之间在生产、交换、分配上发生的关联进行分析研究的一种方法。这种方法能揭示国民经济部门的比例关系及这种比例关系特征，进而为经济预测和经济计划服务。投入产出法的理论基础是瓦尔拉（L. Walras）的“一般均衡理论”。有些学者还认为其理论渊源可追溯到魁奈（F. Quesnay）的经济表。偏离—份额分析法（Shift-Share-Analysis，SS 分析法）^[7]，是由美国经济学家 D·B·克雷默于 1942 年首先提出，后经过 E·S·邓恩和 A·M·胡佛发展，现已成为在国际学术界通用的用于分析区域发展差距变动决定因素的基本方法。袁晓虎（1998）^[8]、陈海明、武松明、查成伟（2000）^[9]、蔡定萍（2001）^[10]、吴文丽（2002）^[11]、徐梦洁等（2003）^[12]运用偏离—份额分析法。徐衡、计志鸿（1995）^[13]提出拉力度指标，徐冬林（2004）^[14]采用上述形式的回归方程对我国 1978 年至 2002 年产业结构变化状况和产业结构变化趋势进行定量分析。王琴英（2001）^[15]基于上述模型，并考虑第一产业滞后构造了 GDP 增长模型。崔玉泉等（2000）^[16]从产业结构变动的深层角度出发，来分析结构变动对经济增长的贡献情况。刘伟、李绍荣（2002）^[17]认为：“虽然如此，然而资本、劳动和技术是在一定产业结构中组织在一起进行生产的，对于给定的资本、劳动和技术，不同的产业结构会导致不同的生产。”并根据这一结论推导出产业结构对经济增长的贡献公式。王耀中、李礼（2003）^[18]采用上述模型，基于 1978 年至 2001 年共 24 年的湖南省经济数据，分析了湖南省产业结构与经济增长的关系。董本云、李海峰、许春燕（2002）^[19]建立三元线性回归模型。

75 传统的经济计量学常使用的建模方法，几乎是以经济理论为基础来描述经济变量之间的结构关系，这些模型其优点是具有明显的经济理论含义。但是，从计量经济学建模理论而言，也存在许多不足和缺陷：常常明确哪些是内生变量，哪些是外生变量，这并不容易甚至往往是主观的。如果在—组变量之中有真实的联立性，那么这些变量就应平等地加以对待，而不应该事先区分内生和外生变量。内生变量与扰动项相关，从而使模型参数估计变得十分复杂，也不能很好地反映出变量间的动态联系。在借鉴现有文献研究的基础上，与其相比具有如下 80 3 个的特征：第一，不是以经济理论为基础描述经济变量之间的结构关系来建立模型的，它是以数据统计性质为基础，把某一经济系统中的每一变量作为所有变量的滞后变量的函数来构造模型的。第二，它是一种处理具有相关关系的多变量的分析和预测、随机扰动对系统

的动态冲击的最方便的方法。而且在一定条件下,多元移动平均(moving average, MA)模型、自身回归移动平均(autoregressive moving average, ARMA)模型,也可化为 VAR 模型来处理,这为研究具有相关关系的多变量的分析和预测带来很大方便。第三,VAR 模型所表述的是变量之间的一种“长期均衡”关系,而实际经济数据却是由“非平衡过程”的时间序列,即在现实经济模型估计中各变量之间常常存在协整关系,因此向量误差修正模型 VEC 能用数据的动态非均衡过程来逼近经济理论的长期均衡过程^[20]。

2 建模的构建

第一,对数据进行趋势分析、滞后排除项检验以及滞后长度选择标准分析,从而进行 VAR 模型估计。

第二,因果检验变量之间的因果关系。Granger 因果检验是用于检验 2 个变量之间因果关系的一种常用方法。采用 Granger 因果检验法来检验各变量之间是否存在因果关系。Granger 因果关系是一个特定的当期变量与另一变量集之间所有过去信息之间的关系。即若一个变量 X 的滞后值在对另一个变量 Y 的解释方程式中是显著的,那么就称 X 是 Y 的“格兰杰原因”,因果检验可以更准确地研究经济变量之间的相关关系,避免虚假回归。

第三,进行变量间的冲击响应和预测误差的方差分解分析。由于 VAR 模型是一种非理论性模型,它无需对变量做任何先验约束,在分析 VAR 模型时,往往分析一个变量的变化对另一个变量的影响如何,而是分析当一个误差项发生变化,或者说模型受到某种冲击时对系统的动态影响,这种分析方法称为脉冲响应函数方法。而方差分解是通过分析每一个结构冲击对内生变量变化(通常用方差来度量)的贡献度。

第四,在 VEC 模型估计前,先对经济序列进行平稳性检验。实际中,只有极少数时间数据是平稳的。当采用时间序列模型时,所用时间序列应具有平稳性,但是经济变量往往非平稳的,用非平稳变量建立回归模型是会带来伪回归问题。因此在进行协整分析之前,首先对各经济变量进行单整检验,分析各经济变量的平稳性。如不平稳则通过差分使其变为平稳的时间序列。采用增广 Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller, ADF) 检验方法来检验变量的平稳性。所谓时间序列的非平稳性,是指时间序列的统计规律随着时间的位移而发生变化,即生成变量时间序列的随机过程的特征随着时间而变化。

第五,对于其中的非平稳性变量进行协整检验以及误差修正,从而进行 VEC 模型估计。如果一组非平稳时间序列存在一个平稳的线性组合,即该组合不具有随机趋势,那么这组序列就是协整的,这个线性组合被称为协整方程,表示一种长期的均衡关系。协整检验有多种方法,常用 Johansen 协整检验来检验变量之间的协整关系^[21]。

3 实证分析

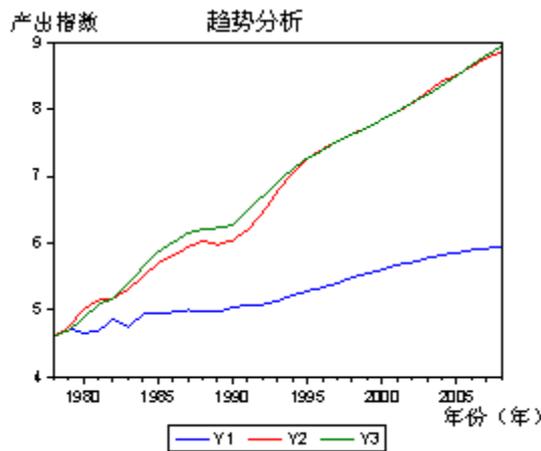
3.1 数据来源

该实例分析的数据来自《杭州市年鉴》(1978~2008)^[22],其中的指标分别为三次产业产值总值及总值指数(即设定 1978 年的水平为 100,将各年产值与 1978 年相比所得的指数)。其中 Y1, Y2, Y3 分别为第一产业、第二产业、第三产业产值指数序列,这些数据是经过适当处理后得到的。并在此基础上经过整理和计算,样本期为 1978 年至 2008 年。在此采用 Eviews 6.0 软件进行数据处理。

120 3.2 向量自回归 (VAR) 模型

3.2.1 模型估计

为了减少数据的波动, 先对三次产业的产出指数序列 $Y1, Y2, Y3$ 取自然对数, 得到新的序列 $LY1, LY2, LY3$, 同时对取对数后的序列进行 ADF 单位根平稳性检验。检验结果如图 1 所示, 由图 1 可知 VAR 模型中应该包括截距项和趋势项。



125

图 1 趋势分析图

Fig.1 Tendency analysis diagram

130 对于所估计的 VAR 模型滞后长度的选择可以进行滞后长度选择标准分析, 根据 AIC 信息准则 (aic information criterion) 和 SC 准则取最小值的原则来确定模型的滞后阶数。

表1 滞后长度选择标准

Tab. 1 VAR Lag Order selection criteria

滞后长度	LogL值	LR值	FPE值	AIC值	SC值	HQ值
0	23.83407	0	4.29e-05	-1.543265	-1.399283	-1.500451
1	135.5287	190.2946	2.15e-08	-9.150275	-8.574347	-8.979022
2	155.849 7	30.105 14	9.56e-09	-9.988 865	-8.980 992*	-9.689 172
3	169.407 9	17.073 33*	7.34e-09*	-10.326 51*	-8.886 693	-9.898 378*
4	175.794 8	6.623 474	1.04e-08	-10.132 95	-8.261 186	-9.576 377

注: 标注有星号*的表明根据该标准该滞后长度被选中

135 由表 1 可知: 当选择 3 阶进行 VAR 模型估计比较理想。接下来对 VAR 模型进行参数估计。

表2 VAR模型的行参数估计结果

Tab. 2 Vector Autoregression Estimates

滞后项	变量LY1	变量LY2	变量LY3
LY1(-1)	-0.057396	0.349830	0.345363
LY1(-2)	0.143347	-0.366174	-0.194770
LY1(-3)	0.278614	-0.153853	-0.149376
LY2(-1)	0.013640	1.372456	0.442164
LY2(-2)	0.162250	-0.870826	-0.887425
LY2(-3)	0.217155	0.355363	0.520589
LY3(-1)	0.489507	0.647227	1.218127
LY3(-2)	-0.635978	-0.555739	-0.258877
LY3(-3)	-0.035578	0.112236	-0.048643
C	1.974974	0.503208	0.190197

140

根据表 2 输出结果, 可以写出 VAR 模型的估计结果:

$$\begin{bmatrix} LY1 \\ LY2 \\ LY3 \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} 1.97 \\ 0.504 \\ 0.19 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.057 & 0.014 & 0.49 \\ 0.35 & 1.37 & 0.65 \\ 0.35 & 0.44 & 1.22 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LY1 \\ LY2 \\ LY3 \end{bmatrix}_{t-1} + \begin{bmatrix} 0.14 & 0.16 & -0.64 \\ -0.37 & -0.87 & -0.56 \\ -1.95 & -0.89 & -0.26 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LY1 \\ LY2 \\ LY3 \end{bmatrix}_{t-2} + \begin{bmatrix} 0.27 & 0.22 & -0.036 \\ -0.15 & 0.36 & 0.11 \\ -0.15 & 0.52 & -0.049 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LY1 \\ LY2 \\ LY3 \end{bmatrix}_{t-3} + \begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_1 \\ \hat{\varepsilon}_2 \\ \hat{\varepsilon}_3 \end{bmatrix}$$

145

表3 VAR模型的检验结果

Tab.3 VAR test

	变量LY1	变量LY2	变量LY3
R-squared	0.994 350	0.998 674	0.998 925
Adj. R-squared	0.991 525	0.998 010	0.998 387
Akaike AIC	-3.516 789	-2.730 265	-3.028 909
Schwarz SC	-3.041 002	-2.254 478	-2.553 122

由表3中可看出：所估计的VAR模型中3个方程的拟合优度R²都很大，几乎接近数值1，同时AIC准则和SC准则都比较小，说明该模型的估计比较合理。

150

图2为AR特征多项式的根的图形和单位圆。其中，蓝色点表示AR特征多项式的根的倒数，可以看到这些点位于单位圆之内，因此表明所估计的VAR模型是稳定的^[23]。

AR特征多项式的根检验

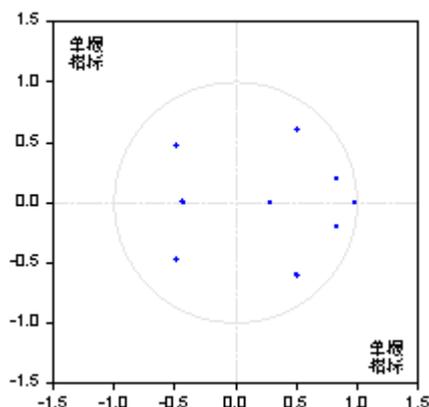


图2 AR特征多项式的根

Fig.2 Inverse roots of AR characteristic polynomial

155

3.2.2 Granger 检验和滞后项检验

对于杭州三次产业之间的因果方向检验，即判断各产业之间的因果关系，采用非平稳序列下的格兰杰（Granger）因果关系检验法进行分析检验。格兰杰因果检验结果如表5所示。

表4 格兰杰因果检验结果

Tab.4 VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

被排除变量	χ^2 值	Prob.值
LY2	16.30240	0.0010
LY3	15.88740	0.0012
被排除变量	χ^2 值	Prob.值
LY1	4.804509	0.1867
LY3	7.039074	0.0707
被排除变量	χ^2 值	Prob.值
LY1	2.844777	0.4162
LY2	8.811424	0.0319

160

在 $Y1$ 方程中,关于 $Y2, Y3$ 及这两变量所有滞后联合的格兰杰因果检验的概率值 Prob. 均小于 5% 的显著水平, 则拒绝原假设, 可以认为 $Y2, Y3$ 及这两变量所有滞后联合是 $Y1$ 的原因, 表明第二、三产业的发展是第一产业发展的原因, 说明杭州的工业和服务业的发展对农业的发展起很大的推动作用。关于 $Y2$ 方程, 关于 $Y1, Y3$ 及这两变量所有滞后联合的格兰杰因果检验的概率值 Prob. 均大于 5% 的显著水平, 则不能拒绝原假设, 可以认为 $Y1, Y3$ 及这两变量所有滞后联合不是 $Y2$ 的原因, 表明第二产业外生于系统, 说明杭州的第二产业很发达, 在很大程度上不依赖于当地的农业和服务业发展程度。关于 $Y3$ 方程, 关于 $Y1$ 的格兰杰因果检验的概率值 Prob. 大于 5% 的显著水平, 则不能拒绝原假设, 可以认为 $Y1$ 不是 $Y2$ 的原因, 而 $Y2$ 及 $Y1$ 和 $Y2$ 这两变量所有滞后联合的格兰杰因果检验的概率值 Prob. 均小于 5% 的显著水平, 则拒绝原假设, 可以认为 $Y2$ 及 $Y1$ 和 $Y2$ 这两变量所有滞后联合是 $Y1$ 的原因, 表明杭州服务业的发展很大程度上不依赖于农业的发展, 但工业的发展和工业与农业的联合作用会影响服务业的发展。这些结果与杭州的经济发展实际情况相吻合^[24]。

3.2.3 脉冲响应函数与方差分解分析

(1) 脉冲响应函数 (Impulse Response Function, IRF) 分析

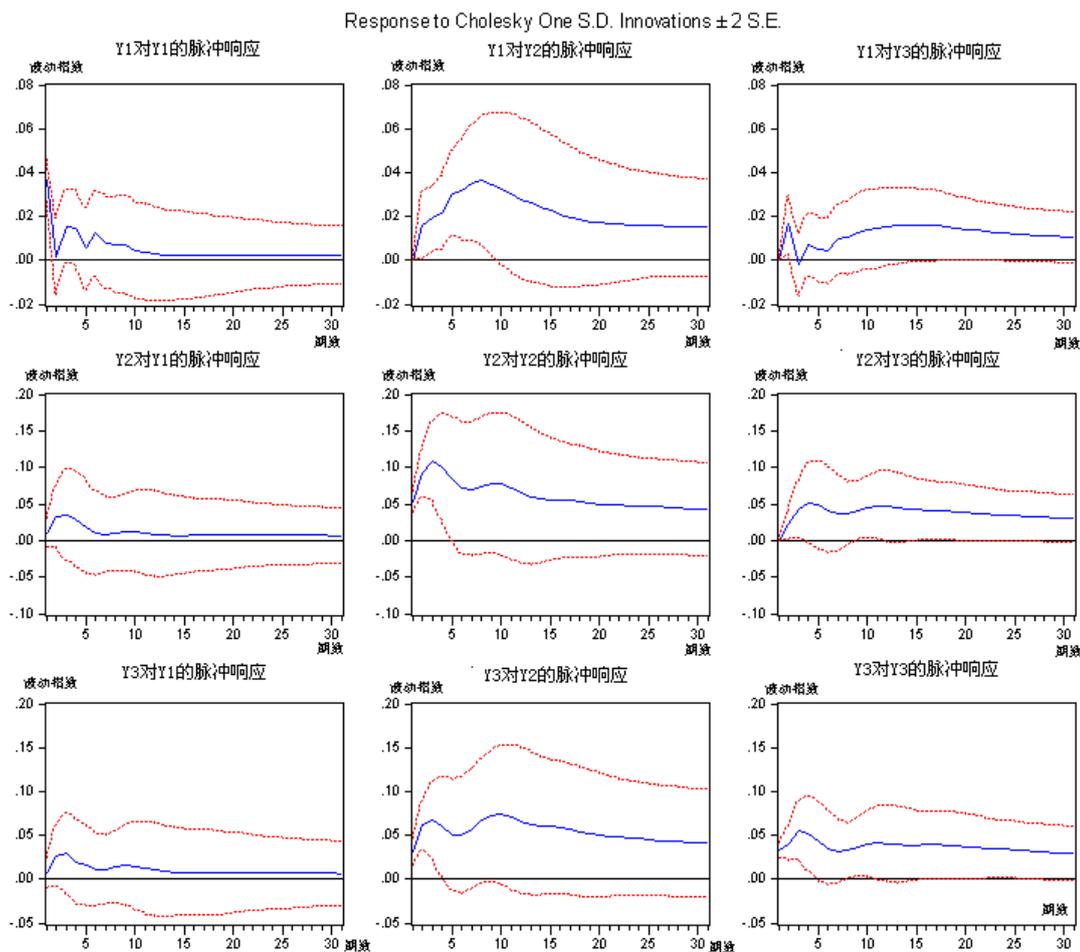


图 3 脉冲响应函数

Fig.3 Response to Cholesky One S.D. Innovations +/-2S.E

由图 3a~图 3c 可知: 第一产业对来自自身的扰动立即做出了正向响应, 其影响在前 13 期内会上下波动, 于第 13 期后开始趋于稳定并持续增长, 以及对第二产业第三产业的扰动作出的响应在第一期等于零, 之后开始出现正向响应, 直至第 20 期开始趋于稳定并持续增

长。由图 3d~图 3f 可知：第二产业来自第一产业的冲击立即做出正向响应，于第 15 期后开始趋于稳定而持续的增长，而对于来自本身的冲击立即做出正向响应，接着缓慢上升至第 3 期，之后开始缓慢下降，对第三产业的冲击没有立即做出响应，而是缓慢上升至第 3 期，其后开始缓慢下降。由图 3g~图 3i 可知：第三产业对来自自身和其他 2 个产业的冲击立即做出正向响应，之后正向波浪型变化，直至第 10 期开始缓慢下降。

(2) 方差分解 (Variance Decomposition) 分析

为了确定三次产业的影响程度，在此继续做方差分解分析，其分析结果如表 4 所示。

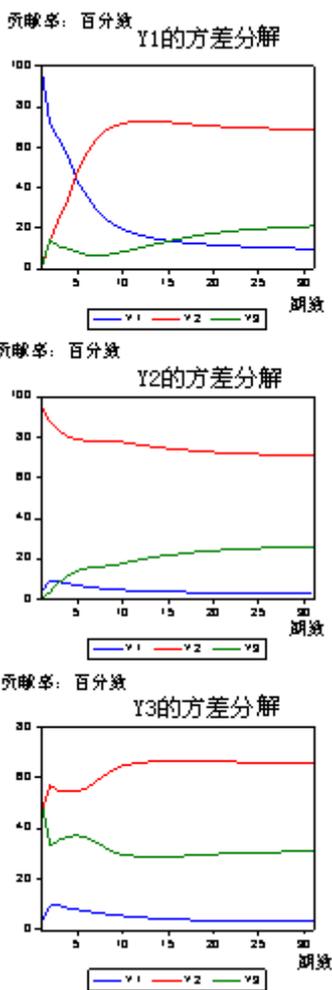


图 4 方差分解

Fig.4 variance decomposition of availables

由图 4 可以看出：随着预测期的推移，第一产业预测方差中由第一产业自身扰动所引起的部分的贡献率一直缓慢下降至 31 期 9.89%，第二产业对此的贡献率缓慢上升至 13 期的 73.00%再下降至 31 期 69.02%，第三产业对此的贡献率迅速上升至第 2 期 14.45%再缓慢降低至第 6 期 6.75%，之后再上升至持续上升至第 32 期 21.08%。在第二产业预测方差中由第二产业自身扰动所引起的部分的贡献率一直缓慢下降至第 31 期 70.99%，第一产业对此的贡献率缓慢上升至第 2 期的 33.38%再上升至 5 期 37.30%，第三产业对此的贡献率一直缓慢上升至第 31 期 26.02%。在第三产业预测方差中由第三产业自身扰动所引起的部分的贡献率迅速下降至第 2 期 70.99%，再缓慢下降至 30 期 30.91%，第一产业对此的贡献率迅速上升至第 3 期的 9.72%再持续下降至 31 期 3.12%，第二产业对此的贡献率首先迅速慢上升至第 2

期 57.24%，再缓慢下降至第 4 期 54.56%，再缓慢上升至第 18 期 66.70%，其后基本持平^[25]。

3.3 向量误差修正模型 (VECM)

3.3.1 单根检验

205 由表 5 可以看出：序列 $LY1$, $LY2$, $LY3$ 的单根检验的统计量均大于 10% 检验水平下的
 临界值，因此这 3 个序列都包含单位根，从而使非平稳序列。序列 $LY1$, $LY3$ 的一阶差分的
 单位根检验的概率值小于 1% 的显著水平，于是可以拒绝原假设，接受不存在单位根的结论，
 因此可以确定序列 $LY1$, $LY3$ 一阶单整序列 $I(1)$ 。而序列 $LY2$ 直到二阶差分的单位根检验
 210 概率值才小于 1% 的显著水平，于是可以拒绝原假设，接受不存在单位根的结论，因此可以
 确定序列 $LY2$ 是二阶单整序列 $I(2)$ 。

表 5 序列和差分序列的 ADF 单根检验结果
 Table 5 ADF test of series and variance series

序列	t 统计量	1% 显著水平	5%显著水平	10%显著水平	Pro.值
$LY1$	-1.884107	-4.309824	-3.574244	-3.221728	0.6368
$LY2$	-3.280718	-4.309824	-3.574244	-3.221728	0.0894
$LY3$	-3.458920	-4.309824	-3.574244	-3.221728	0.0632
$D(LY1)$	-9.901930	-4.309824	-3.574244	-3.221728	0.0000
$D(LY2)$	-3.430427	-4.356068	-3.595026	-3.233456	0.0691
$D(LY3)$	-4.712017	-4.374307	-3.603202	-3.238054	0.0048
$D(LY1)_{t-1}$	-12.57226	-3.699871	-2.976263	-2.627420	0.0000
$D(LY2)_{t-1}$	-5.240643	-4.323979	-3.580623	-3.225334	0.0012
$D(LY3)_{t-1}$	-6.017771	-4.323979	-3.580623	-3.225334	0.0002

3.3.2 协整检验

215 由表 6 可知：不论是迹检验还是最大特征值检验，检验的结果都是拒绝“至多存在 1 个
 协整关系”的原假设，而不能拒绝“至多存在 2 个协整关系”的原假设，因此表明在 5% 的水平
 下存在 2 个协整关系。

表 6 协整检验

Table 6 Unrestricted Cointegration Rank Test

迹检验协整数	特征值	统计量	临界值	Prob.值**
0*	0.522390	40.06795	29.79707	0.0023
最大为1*	0.473298	19.37702	15.49471	0.0123
最大为2	0.049642	1.425654	3.841466	0.2325
最大特征值检验	特征值	统计量	临界值	Prob.值**
0	0.522390	20.69092	21.13162	0.0575
最大为1*	0.473298	17.95137	14.26460	0.0125
最大为2	0.049642	1.425654	3.841466	0.2325

注：标注有星号*的表明根据此标准该协整数被选中

3.3.3 VECM 估计及分析

220 依输出结果可以写出两个协整方程： $(1)LY1_{t-1}=0.355LY3_{t-1}+2.807$ $(2)LY2_{t-1}=1.052LY3_{t-1}-0.44$ ，协整方程 (1) 说明在其他条件不变的情况下，第三产业的 $Ln(Y3)$ 值每增加 1 个
 225 百分点，则第一产业的 $Ln(Y1)$ 值就增加 0.355 个百分点，统计量显著，说明第三产业对
 第一产业有促进作用。协整方程 (2) 说明在其他条件不变的情况下，第三产业的 $Ln(Y3)$
 值每增加 1 个百分点，则第二产业的 $Ln(Y2)$ 值就增加 1.052 个百分点，统计量显著，说
 230 明第三产业对第二产业有促进作用。

表7 协整向量矩阵的估计结果

Tab. 7 Vector Error Correction Estimates

协整变量	协整方程1	协整方程2
LY1(-1)	1.000000	0.000000
LY2(-1)	0.000000	1.000000
LY3(-1)	-0.355336	-1.052216
C	-2.806826	0.442354

表8 VECM估计及其检验

Tab. 8 VECM estimates and test

误差修正	D(LY1)值	D(LY2)值	D(LY3)值
CointEq1	-0.499300	0.144027	0.237575
CointEq2	0.497939	-0.359307	-0.045336
D(LY1(-1))	-0.518770	0.274653	0.091902
D(LY1(-2))	-0.183970	0.147643	-0.034019
D(LY1(-3))	0.106924	0.123582	-0.046317
D(LY2(-1))	-0.046749	0.652190	0.507934
D(LY2(-2))	-0.166310	-0.330494	-0.574138
D(LY2(-3))	-0.165849	0.510633	0.405071
D(LY3(-1))	0.329466	0.550021	0.453774
D(LY3(-2))	-0.104589	-0.243670	-0.078800
D(LY3(-3))	0.057955	-0.394608	-0.192471
C	0.087642	0.008031	0.068850
R-squared	0.847411	0.684413	0.594200
Adj. R-squared	0.735513	0.452982	0.296614
Akaike information criterion		-9.836604	
Schwarz criterion		-7.820858	

有表 8 的输出结果可得如下的修正模型:

$$\Delta LY_t = \begin{bmatrix} 0.088 \\ 0.008 \\ 0.069 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.519 & -0.047 & 0.329 \\ 0.275 & 0.652 & 0.55 \\ 0.092 & 0.508 & 0.454 \end{bmatrix} \Delta LY_{t-1} + \begin{bmatrix} -0.184 & -0.166 & -0.105 \\ 0.148 & -0.33 & -0.244 \\ -0.034 & -0.574 & -0.079 \end{bmatrix} \Delta LY_{t-2} + \begin{bmatrix} 0.107 & -0.166 & 0.058 \\ 0.124 & 0.511 & -0.395 \\ -0.046 & 0.405 & -0.192 \end{bmatrix} \Delta LY_{t-3} + \begin{bmatrix} -0.499 & 0.498 \\ 0.144 & -0.359 \\ 0.238 & -0.045 \end{bmatrix} ECM_{t-1} + \begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_1 \\ \hat{\varepsilon}_2 \\ \hat{\varepsilon}_3 \end{bmatrix}_t \quad \text{其中}$$

$$240 \quad LY_t = (LY1_t, LY2_t, LY3_t)^T, \quad ECM_{t-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & -0.355 & -2.81 \\ 0 & 1 & -1.052 & 0.44 \end{bmatrix} [LY1, LY2, LY3]_{t-1}^T,$$

表 8 的模型检验部分数据显示, VEC 模型中 3 个方程的拟合优度 R² 都不小, 同时 AIC 准则和 SC 准则分别为 -9.837 和 -7.821, 都比较小, 说明该模型的估计比较合理。

图 5 中的零值均线代表了变量之间的长期均衡稳定关系, 图 5a 表明第一产业与第三产业之间的关系一直有所波动至 1988 年趋于稳定, 其后继续波动 2000 年又趋于均衡稳定, 2001 至 2008 虽然存在波动但波动幅度较小。图 5b 表明第二产业与第三产业之间的关系一直存在较大波动至 1985 年趋于稳定, 其后继续波动 1995 年又趋于均衡稳定, 1996 至 2008 虽然存在波动但波动幅度较小^[26]。

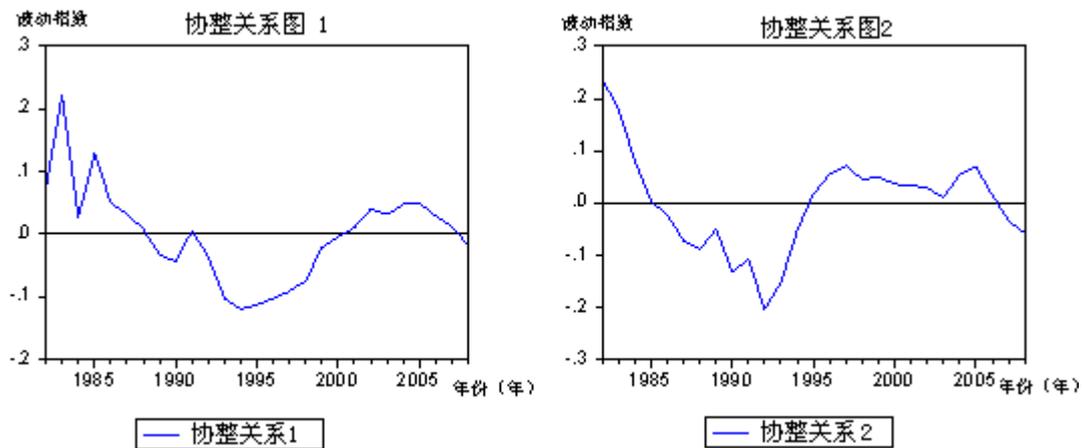


图 5 VEC 模型的协整关系图
Fig.5 VECM cointegrating relations

250

4 结论

1)通过对基于杭州 1978 年至 2008 年的三大产业增加值的 VAR 模型和 VAR 分析可知, 三大产业的增加值数据是非平稳的, 其中第一产业和第三产业属于 I (2)、第二产业属于 I (3)。通过对该模型的脉冲函数响应图和方差分解图的估计结果知, 三大产业结构调整中受到其他产业增加值的新息冲击的影响, 同时在短期和长期受到的影响并不相同。此外, 各产业的新息冲击对他产业增加值的冲击也不一样。

2)反映了杭州市第一产业作为国民经济的基础产业, 为工业和服务业提供了原材料以及丰富的劳动力资源, 而工业和服务业的发展也对农业的发展有促进作用; 第二产业的发展也有助于其他产业的发展, 比如工业品有助于农业实行机械化生产, 通过纳税支撑国家的财力, 从而间接地补贴农业, 工业的发展使得服务产业发展的需求变得强烈, 从而有助于第三产业的发展; 第三产业的发展为工业发展提供了物流、仓储、产品设计等生产性服务, 从而提高工业生产的效率。

3)通过对杭州三大产业结构之间的相互关系的动态分析, 在制定产业政策时, 要从产业增加值总量和产业结构两个方面来把握。三大产业要协调均衡发展, 在保证第一产业作为基础产业前提下, 进一步对产业结构的优化升级, 尤其是在步入工业化中后期的时代, 努力发展第三产业, 消除服务业滞后于工业发展带来的产业结构失衡问题, 从而使得产业结构调整对经济增长和社会发展的拉动效应更加明显^[27]。

270 [参考文献] (References)

- [1] [1] 朱焯, 卫玲. 产业结构与新型城市化互动关系文献综述[J]. 西安财经学院学报, 2009, 22(5): 113-117.
 [2] 刘满凤, 胡大立. 简析两个测算产业结构变化对经济增长贡献的模型[J]. 江西财经大学学报, 2000 (2): 58-59.
 [3] 何忠伟, 曾福生. 农村产业结构调整影响经济增长的模型构建与分析[J]. 农业技术经济, 2002, (4).
 [4] 赵卓, 孙燕东, 曾晖. GM(1,N)模型在产业结构分析中的应用[J]. 技术经济, 2003, (1).
 [5] 梅振国. 灰色绝对关联度及其计算方法[J]. 系统工程, 1992, (5).
 [6] 唐五湘. T型关联度及其计算方法[J]. 数理统计与管理, 1995, (1).
 [7] 袁晓玲, 张宝山, 杨万平. 动态偏离-份额分析法在区域经济中的应用[J]. 经济经纬, 2008, (1).
 [8] 袁晓虎. 江苏省产业结构与经济增长的实证研究[J]. 江苏统计, 1998, (12).
 [9] 陈海明, 武松明, 查成伟. 江苏省产业结构对地区经济增长的影响[J]. 江苏统计, 2000, (2).
 [10] 蔡定萍. 产业结构对地区经济增长影响的定量分析[J]. 江西社会科学, 2001, (10).
 [11] 吴文丽. 重庆产业结构与经济增长[J]. 重庆工学院学报, 2002, (6).

280

- [12] 徐梦洁, 夏敏, 瞿忠琼. 江西省产业结构对区域经济增长影响的实证分析[J]. 江西农业大学学报(社会科学版), 2003, (2).
- 285 [13] 徐衡, 计志鸿. 产业结构变动的分析方法探讨[J]. 天津财经学院学报, 1995, (3).
- [14] 徐冬林. 中国产业结构变迁与经济增长的实证分析[J]. 中南财经政法大学学报, 2004, (2).
- [15] 王琴英. 北京地区产业结构变动对经济增长的影响[J]. 统计与决策, 2001, (9).
- [16] 崔玉泉, 王儒智, 孙建安. 产业结构变动对经济增长的影响[J]. 中国管理科学, 2000, (2).
- 290 [17] 刘伟, 李绍荣. 产业结构与经济增长[J]. 中国工业经济, 2002, (5).
- [18] 王耀中, 李礼. 湖南产业结构与经济增长关系的实证研究[J]. 湖南社会科学, 2003, (5).
- [19] 董本云, 李海峰, 许春燕. 吉林省产业结构转变与经济增长实证分析[J]. 工业技术经济, 2002, (4).
- [20] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模(2版)[M]. 北京: 清华大学出版社, 2009.
- [21] 樊欢欢, 张凌云. Eviews 统计分析与应用[M]. 北京: 机械工业出版社, 2009.
- [22] 杭州统计信息网. 2009年杭州统计年鉴[OL].[2009年10月15日].
- 295 [23] 陈伟国, 张红伟. 金融发展与经济增长——基于1952-2007年中国数据的再检验[J]. 当代经济科学, 2008, 30(3): 49-56, 125.
- [24] 张晓峒. 计量经济学软件 EViews 使用指南(2版)[M]. 天津: 南开大学出版社, 2006.
- [25] 张晓峒. 计量经济分析[M]. 北京: 经济科学出版社, 2000.
- [26] 孙士金. 安徽省金融发展与经济增长: 基于 VAR 和 VEC 模型的实证[J]. 统计教育, 2010(3): 18-27.
- 300 [27] 张方波. 我国产业结构优化调整的相互关系实证研究——基于向量自回归模型(VAR)[J]. 商业文化(学术版), 2010(6): 331-332.