

The Comparison of the Economic Development between Guangzhou and Shenzhen

—Based on Empirical Analysis of the Relationship between Three Industrial Structure and Economic Growth

Xinshuo Jiang, Yuliang Yin

Beijing Technology and Business University, Beijing
Email: Jiang_xinshuo@126.com

Received: May 24th, 2016; accepted: Jun. 13th, 2016; published: Jun. 17th, 2016

Copyright © 2016 by authors and Hans Publishers Inc.
This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).
<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

Abstract

Since reform and opening up, Guangdong province GDP has been the No. 1 in China for 30 years, during which time Guangzhou stands first place in gross regional product of the province. However, with rapid economic development of Shenzhen, it takes first place of regional per capital GDP of China in 2014. In 2015, the GDP growth of Shenzhen is higher than the national 2.0 percent and the province 0.9 percent respectively. So the comparison of the regional economic development between Guangzhou and Shenzhen becomes a hot issue in economic circle. This article selects regional GDP and three major industries series data of Guangzhou and Shenzhen respectively. From the perspective of the relationship between three major industries structure and economic growth, using cointegration test and error correction model, two region comparison research in the economic development of Guangzhou and Shenzhen, this paper analyzes the economic development in Guangdong province, and finds Guangzhou and Shenzhen's comparative advantages. The results show that the two areas between GDP and three industrial exist long-term equilibrium and short-term stable relationship, and Shenzhen has the potential to surpass Guangzhou as the main engine of economic growth of Guangdong for some time.

Keywords

Economic Growth, Industrial Structure, Cointegration Test, Error Correction Model

广州和深圳经济发展状况的对比研究

—基于三次产业结构与经济增长关系的实证分析

姜信硕, 尹玉良

北京工商大学, 北京

Email: Jiang_xinshuo@126.com

收稿日期: 2016年5月24日; 录用日期: 2016年6月13日; 发布日期: 2016年6月17日

摘要

自改革开放以来, 广东省生产总值连续30多年居于我国各省生产总值的首位, 广东省广州市亦是连续30多年稳居广东省各地区生产总值的首位。然而近年来广东省深圳市的经济发展特别迅速, 尤其是在2014年一跃成为我国各地区人均生产总值的首位, 2015年全市生产总值的增长幅度分别比全国和全省高2.0和0.9个百分点。所以广州和深圳两地区经济发展状况的对比研究问题成为经济学界研究的热点。本文选取广州和深圳两地区的地区生产总值和三次产业的时间序列数据, 从三次产业结构与经济增长的关系的角度, 运用协整检验和误差修正模型, 对广州和深圳两地区的经济发展状况进行对比研究, 分析在广东省经济发展中, 广州和深圳两市经济发展的比较优势。研究结果表明, 广州和深圳两地区的地区生产总值与三次产业之间均存在长期均衡和短期平稳关系, 且深圳在今后一段时期内仍有超越广州成为广东省经济发展主力的潜力。

关键词

经济增长, 产业结构, 协整检验, 误差修正模型

1. 引言

在本质上, 现代经济发展方式是以产业结构变动为中心的经济增长模式。从宏观结构来看, 产业结构与经济增长的相互依赖关系, 主要表现在三个方面: (1) 产业结构的状态在一定程度上决定了经济增长的速度; (2) 经济增长依赖于产业结构的转换, 经济增长又必然导致产业结构的变动; (3) 产业结构变换越合理, 经济增长就越快。经济增长与产业结构之间是否合理意义重大。如果产业结构合理, 就可以促进经济增长; 如果产业结构不合理, 则可能会造成经济增长的萎缩和停滞。因此, 对产业结构与经济增长关系的研究有着重要的现实意义。

改革开放以来, 广东省经济维持了几十年的高速增长, 经济总量持续扩大。2014年该省生产总值达6.78万亿元, 人均GDP首次突破1万美元。其中, 广州地区生产总值为1.67万亿元, 比上年增长8.6%; 深圳地区生产总值为1.60万亿元, 比上年增长8.8%。2015年广东省生产总值达7.28万亿元, 比上年增长8.0%。其中, 广州地区生产总值为1.81万亿元, 比上年增长8.4%; 深圳地区生产总值为1.75万亿元, 比上年增长8.9%。由此可以看出, 从2014年起, 深圳经济的发展速度开始超越广州, 并有持续领先于广州经济发展的趋势。为了弄清近年来深圳的经济发展速度能够超越广州的原因, 以产业结构与经济增长的关系为切入点, 对广州和深圳两地区的经济发展状况作对比研究就有着非常重要的现实意义。

2. 文献综述

产业结构是指一个国家或地区各产业之间相互依存和相互制约的方式, 是经济结构的核心和基础。随着我国经济进入新常态, 三次产业在经济发展中的作用也发生了变化。合理的产业结构不仅能提高产业内部的发展水平, 使各个产业协调、健康地发展, 而且有助于整个地区经济发展水平的提高。

关于产业结构与经济增长之间的关系, 已有两种观点。第一种观点以罗斯托为代表, 认为产业结构变动推动了经济的增长; 第二种观点以库茨涅茨为代表, 认为经济增长引起了产业结构的不断优化。以这两种观点为理论基础, 国内学者对我国各地区产业结构变动与经济增长的关系也做了大量的研究。李倩[1]运用方程差分和脉冲响应函数, 建立 VAR 模型, 发现产业结构变动对广东省经济的增长起着重要的作用; 郑少智[2]运用高级化的产业结构指标对经济增长的关系进行了研究, 发现在全国范围内经济增长对产业结构优化具有推动作用, 而产业结构升级对经济增长的促进作用在中心发达城市比较显著; 王延军[3]采用结构变动值 K 和 Moore 指数作为我国三次产业结构变动的测量指标, 分析发现产业结构变动不是我国经济增长的格兰杰原因, 而经济增长是产业结构变动的格兰杰原因; Hiroshi Sakamoto 利用索引方法对我国省级经济增长和产业结构变化进行分析, 认为样本省份在经济增长过程中产业演进轨迹符合克拉克定律[4], 而产业结构变化速度的差异是我国各省份经济发展不平衡的原因之一; 凌志雄[5]通过对我国经济增长与产业结构的实证分析, 发现在短期内我国经济增长动力的变化, 第三产业已将超过第二产业成为我国经济增长的“第一动力”, 格兰杰因果检验也同时表明第三产业将逐渐替代第二产业成为我国经济增长的主导性力量。

3. 产业结构与经济增长的关系

各国经济学家运用不同的方法对产业结构的变化趋势进行了分析, 得出三次产业产值结构变化的一般规律: 随着经济的发展, 第一产业的比重逐步下降; 第二产业的比重先上升后下降; 在第二产业比重下降的同时, 第三产业比重由缓慢上升变为迅速上升, 最终会超过第二产业。在对经济增长与产业结构关系的研究中, 可以采用协整检验[6]和建立误差修正模型[7]的方法。

3.1. 协整检验

Engle 和 Granger 于 1987 年提出了协整的概念, 用于有效地衡量序列之间是否具有长期均衡关系。协整性的检验方法主要有两变量的 Engle-Granger 检验和多变量的 Johansen 检验。

3.1.1. 两变量的 Engle-Granger 检验

设 Y_t , X_t 是一阶单整序列, 即 $Y_t, X_t \sim I(1)$, 则 EG 两步法的具体检验步骤是:

第一步, 用普通最小二乘法估计并计算非均衡误差, 得到

$$\hat{Y}_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 X_t, e = Y_t - \hat{Y}_t$$

称为协整回归或静态回归。

第二步, 检验 e_t 的单整性。如果 e_t 为稳定序列 $I(0)$, 则认为变量 Y_t, X_t 为 $(1,1)$ 阶协整;

否则, 认为变量 Y_t, X_t 不存在协整关系。

3.1.2. 多变量的 Johansen 检验

多变量协整关系的检验要比双变量复杂一些, 主要原因在于协整变量间可能存在多种稳定的线性组合。假设有 4 个 $I(1)$ 变量 Z, X, Y, W , 它们有如下的长期均衡关系:

$$Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 W_t + \alpha_2 X_t + \alpha_3 Y_t + \mu_t$$

其中, 非均衡误差项 μ_t 应是 $I(0)$ 序列:

$$\mu_t = Z_t - \alpha_0 - \alpha_1 W_t - \alpha_2 X_t - \alpha_3 Y_t$$

然而, 如果 Z 与 W , X 与 Y 间分别存在长期均衡关系:

$$Z_t = \beta_0 + \beta_1 W_t + v_{1t}, \quad X_t = \gamma_0 + \gamma_1 Y_t + v_{2t}$$

则非均衡误差项 v_{1t} 和 v_{2t} 一定是稳定序列 $I(0)$ 。于是它们的任意线性组合也是稳定的。

协整概念的提出有着非常重要的意义, 因为非平稳序列容易产生虚假回归问题, 所以对非平稳序列构建动态回归模型存在风险。而残差序列不平稳会产生虚假回归问题。如果非平稳序列之间具有协整关系, 就说明残差序列平稳, 那就不会产生虚假回归问题了。

3.2. 误差修正模型

误差修正模型简称为 ECM, 最初由 Hendry 和 Anderson 于 1977 年提出, 它常常作为协整回归模型的补充模型出现。假设两个变量 X 与 Y 的长期均衡关系, 由于现实经济中 X 与 Y 很少处在均衡 t 点上, 因此我们实际观测到的只是 X 与 Y 间的短期的或者非均衡的关系, 假设 X 与 Y 具有如下(1,1)阶分布滞后形式:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_{t-1} + \beta_3 Y_{t-1} + \mu_t \quad (1)$$

该模型显示出第 t 期的 Y 值, 不仅与 X 的变化有关, 而且与 $t-1$ 期 X 与 Y 的状态值有关。

由于变量可能是非平稳的, 因此不能直接运用普通最小二乘法。对(1)式适当变形得

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + (\beta_1 + \beta_2) X_{t-1} - (1 - \delta) Y_{t-1} + \mu_t \\ &= \beta_1 \Delta X_t - (1 - \delta) \left(Y_{t-1} - \frac{\beta_0}{1 - \delta} - \frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \delta} X_{t-1} \right) + \mu_t \end{aligned}$$

或

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t - \lambda (Y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 X_{t-1}) + \mu_t \quad (2)$$

其中

$$\lambda = 1 - \delta, \quad \alpha_0 = \frac{\beta_0}{1 - \delta}, \quad \alpha_1 = \frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \delta}.$$

如果将(2)式中的参数 α_0, α_1 与 $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \mu_t$ 式中的相应参数视为相等, 则(2)式中括号内的项就是 $t-1$ 期的非均衡误差项。于是(2)式表明 Y 的变化决定了与 X 的变化以及前一时期的非均衡程度。同时, (2)式也弥补了简单差分式 $Y_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}$ 的不足, 因为该式含有用 X, Y 水平值表示的前期非均衡程度。因此, Y 的值以对前期的非均衡程度做出了修正。(2)式称为一阶误差修正模型。

模型(2)可以写成:

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t - \lambda \cdot ecm_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

其中 ecm 表示误差修正项。由(3)式可知, 一般情况下 $|\delta| < 1$, 所以有 $0 < \lambda < 1$ 。我们可以据此分析 ecm 的修正作用: 若 $t-1$ 时刻 Y 大于其长期均衡解 $\alpha_0 + \alpha_1 X$, ecm 为正, 则 $-\lambda \cdot ecm$ 为负, 使得 ΔY_t 减少; 若 $t-1$ 时刻 Y 小于其长期均衡解 $\alpha_0 + \alpha_1 X$, ecm 为负, 则 $-\lambda \cdot ecm$ 为正, 使得 ΔY_t 增大。这体现了长期非均衡误差对 Y_t 的控制。

误差修正模型有 4 个有优点: (1) 一阶差分项的使用消除了变量可能的趋势因素, 从而避免了虚假回归问题; (2) 一阶差分项的使用消除模型可能存在的多重共线性问题; (3) 误差修正项的引入保证了变量水平值得信息没有被忽视; (4) 由于误差修正项本身的平稳性, 使得该模型可以用经典的回归方法进行估计, 尤其是模型中差分项可以使用通常的 t 检验与 F 检验来进行选取。

4. 实证分析

4.1. 数据的选取和处理

本文以广州和深圳两个地区为研究对象, 选取 1990~2013 年两地区的地区生产总值和三次产业生产总值为研究指标。所采用的原始数据分别来自《广州市统计年鉴 2014》和《深圳市统计年鉴 2014》。

考虑到原始数据可能存在异方差性和共线性, 而对数化可以适当的减弱数据的异方差性和共线性, 所以首先使用对数化的方法对原始数据进行处理。经过数据处理后的广州市的地区生产总值、第一产业生产总值、第二产业生产总值和第三产业生产总值分别用 LNGDP-G、LNFI-G、LNSI-G 和 LNTI-G 表示, 深圳市的地区生产总值、第一产业生产总值、第二产业生产总值和第三产业生产总值分别用 LNGDP-S、LNFI-S、LNSI-S 和 LNTI-S 表示。

4.2. 三次产业生产总值的变化趋势

第一产业、第二产业和第三产业是根据社会生产活动的顺序对产业结构的划分, 并且三次产业结构是国民经济中产业结构问题的重要关系。分析广州和深圳三次产业结构的变化趋势, 并进行地区的比较, 可以使我们清晰地认识到广州和深圳两地区经济发展的特点。1990 年~2013 年广州和深圳两地区三产业生产总值的变化趋势如图 1 和图 2 所示。

由图 1 可以看出, 广州第一产业生产总值随时间的增加无明显变化, 第二产业和第三产业生产总值随时间的增加而呈指数形式增长, 并且第三产业生产总值比第二产业生产总值增加得更快。

由图 2 可以知道, 深圳第一产业生产总值随时间的增加无明显变化, 第二产业和第三产业生产总值随时间的增加而呈指数形式增长, 虽然在整体上第二产业和第三产业的增加速度几乎相同, 但是自 2010 年以来第三产业生产总值比第二产业生产总值的增加速度要快一些。

4.3. 平稳性检验

时间序列数据的分析通常是通过建立计量经济学模型进行的, 而无论是单方程计量经济学模型还是联立方程计量经济学模型的分析背后都有一个隐含的假设, 即所采用的时间序列数据都是平稳的。采用 ADF(Augmented Dickey-Fuller)方法对广州和深圳两地区的数据 LNGDP-G、LNFI-G、LNSI-G、LNTI-G 和 LNGDP-S、LNFI-S、LNSI-S、LNTI-S 做平稳性检验。检验结果如表 1 所示。

从上述 ADF 检验结果看出, LNGDP-G、LNFI-G、LNSI-G、LNTI-G 和 LNGDP-S、LNFI-S、LNSI-S、LNTI-S 在 10% 的显著性水平下均不平稳; 二阶差分后的 LNGDP-G、LNFI-G、LNSI-G 和 LNTI-G 和 LNGDP-S、LNFI-S、LNSI-S、LNTI-S 在 10% 的显著性水平下均表现平稳。说明广州和深圳两地区的地区生产总值以及第一产业、第二产业和第三产业的生产总值, 即 LNGDP-G、LNFI-G、LNSI-G、LNTI-G 和 LNGDP-S、LNFI-S、LNSI-S、LNTI-S 在 10% 的显著性水平下都是 2 阶单整, 因此是平稳序列。

4.4. 协整检验

为了避免产生“伪回归”现象, 需要进一步对时间序列数据进行协整检验。本文含有 4 个变量, 多变量协整关系的检验通常采用 Johansen 检验[8]方法。假定广州和深圳两地区的地区生产总值为被解释变量, 两地区的第一产业、第二产业和第三产业的生产总值为解释变量, 经过最小二乘估计最终得到的模型如下:

$$\text{LNGDP-G} = 0.06451323 + 0.017069 \text{LNFI-G} + 0.429800 \text{LNSI-G} + 0.559221 \text{LNTI-G} \quad (4)$$

$$\text{LNGDP-S} = 0.996115 - 0.011277 \text{LNFI-S} + 0.482279 \text{LNSI-S} + 0.507806 \text{LNTI-S} \quad (5)$$

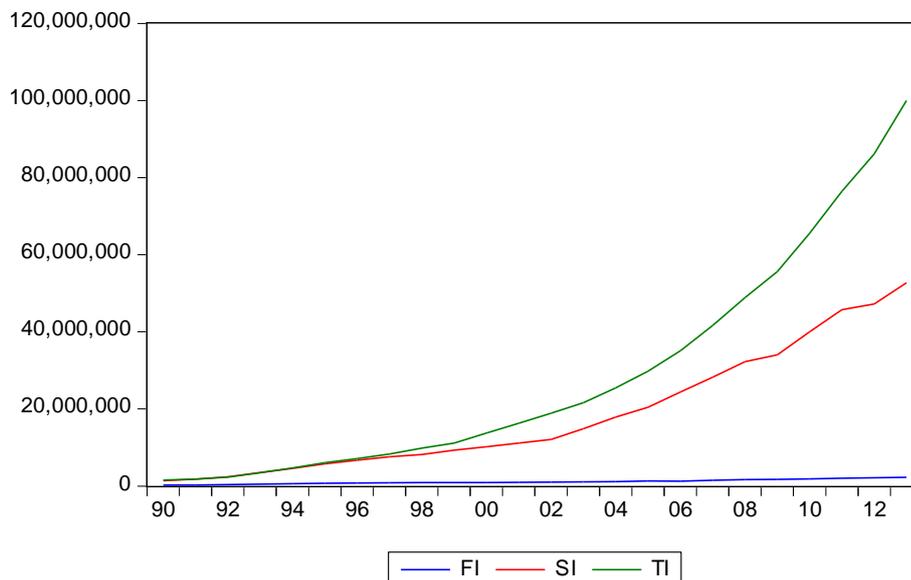


Figure 1. Chart: Three industry trend about Guangzhou

图 1. 广州三产业趋势图

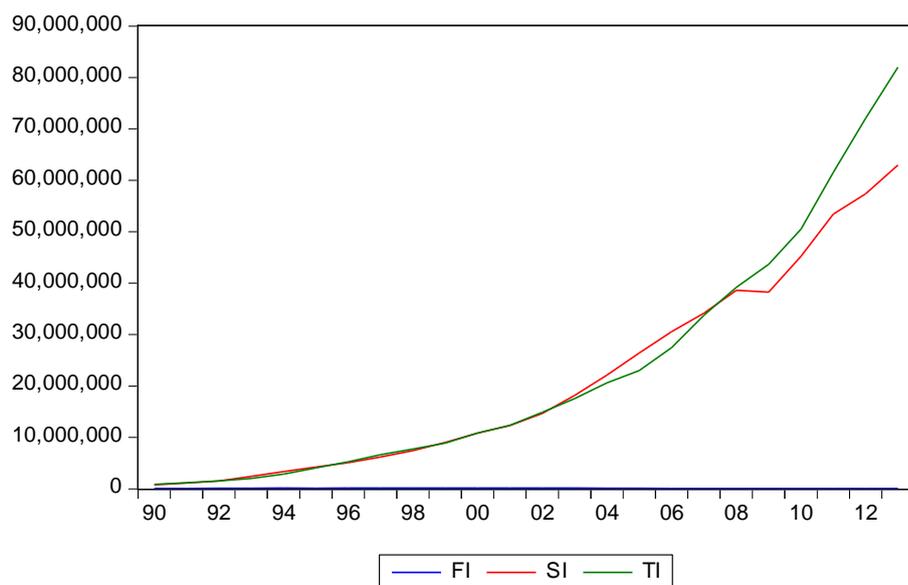


Figure 2. Chart: Three industry trend about Shenzhen

图 2. 深圳市三产业趋势图

其中, 模型(4)是由广州地区生产总值和三次产业生产总值的相关数据估计得到的广州市三次产业结构与经济增长关系的模型, 模型(5)是深圳地区生产总值和三次产业生产总值的相关数据估计得到的深圳市三次产业结构与经济增长关系的模型。

模型(4)和模型(5)的可决系数分别是 0.998449 和 0.999996, 表明样本观测值的拟合度非常好。两个模型的 F 值分别是 4077.130 和 1611477, 表明模型都通过了整体显著性检验。

对两地区的残差序列分别进行平稳性检验的结果如表 2 所示。

从 ADF 检验结果可以看出, 广州地区模型的残差序列在 1% 的显著性水平下是 1 阶差分平稳, 深圳地区模型的残差序列在 5% 的显著性水平下是单整平稳, 所以协整检验通过, 表明广州和深圳两地区的地

Table 1. The inspection result of ADF
表 1. ADF 检验结果

变量	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	ADF 值	结论
LNFI-G	-4.498307	-3.658446	-3.268973	-1.551645	不平稳***
LNSI-G	-4.498307	-3.658446	-3.268973	-0.374212	不平稳***
LNTI-G	-4.498307	-3.658446	-3.268973	1.478216	不平稳***
LNGDP-G	-4.571559	-3.690814	-3.286909	1.596790	不平稳***
LNFI-S	-4.416345	-3.622033	-3.248592	-2.130029	不平稳***
LNSI-S	-4.416345	-3.622033	-3.248592	-0.046155	不平稳***
LNTI-S	-4.498307	-3.658446	-3.268973	5.528788	不平稳***
LNGDP-S	-4.467895	-3.644963	-3.261452	3.907186	不平稳***
Δ^2 LNFI-G	-2.685718	-1.959071	-1.607456	-7.317031	平稳*
Δ^2 LNSI-G	-3.920350	-3.065585	-2.673459	-2.814939	平稳***
Δ^2 LNTI-G	-4.498307	-3.658446	-3.268973	-8.074969	平稳*
Δ^2 LNGDP-G	-4.667883	-3.733200	-3.010349	-3.089743	平稳***
Δ^2 LNFI-S	-2.679735	-1.958088	-1.607830	-9.359629	平稳*
Δ^2 LNSI-S	-2.685718	-1.959071	-1.607456	-6.149273	平稳*
Δ^2 LNTI-S	-2.708049	-1.962813	-1.606129	-1.969408	平稳**
Δ^2 LNGDP-S	-3.808546	-3.020686	-2.650413	-6.410262	平稳***

注: *表示在 1% 的显著性水平下平稳性检验的结论; **表示在 5% 的显著性水平下平稳性检验的结论; ***表示在 10% 的显著性水平下平稳性检验的结论。

Table 2. Residual results of ADF
表 2. 残差 ADF 检验结果

残差	1%	5%	10%	ADF 值	结论
Δe -G	-4.467895	-3.644963	-3.261452	-6.077693	平稳*
e-S	-4.416345	-3.622033	-3.248592	-3.644644	平稳**

注: *表示在 1% 的显著性水平下平稳性检验的结论; **表示在 5% 的显著性水平下平稳性检验的结论。

区生产总值和三次产业的生产总值存在长期均衡关系。

由模型可知, 对于广州地区, 在第二、三产业生产总值不变的情况下, 第一产业每增加 1%, 经济总量就平均增加 0.017069%; 在第一、三产业生产总值不变的情况下, 第二产业每增加 1%, 经济总量就平均增加 0.4298%; 在第一、二产业生产总值不变的情况下, 第三产业每增加 1%, 经济总量就平均增加 0.559221%。对于深圳地区, 在第二、三产业生产总值不变的情况下, 第一产业每增加 1%, 经济总量就平均减少 0.011277%; 在第一、三产业生产总值不变的情况下, 第二产业每增加 1%, 经济总量就平均增加 0.482279%; 在第一、二产业生产总值不变的情况下, 第三产业每增加 1%, 经济总量就平均增加 0.507806%。

4.5. 建立误差修正模型

在广州和深圳两地区的地区生产总值与其各自的第一产业、第二产业和第三产业生产总值存在长期均衡稳定关系的基础上构建误差修正模型[9], 用于描述两地区的短期动态, 故建立如下误差修正模型:

$$\Delta \text{LNGDP-G} = 0.023479\Delta \text{LNFI-G} + 0.399226\Delta \text{LNSI-G} + 0.542554\Delta \text{LNTI-G} + 0.145174ecm_{t-1}$$

$$\Delta \text{LNGDP-S} = 0.007446\Delta \text{LNFI-S} + 0.494371\Delta \text{LNSI-G} + 0.481475\Delta \text{LNTI-S} + 0.035603ecm_{t-1}$$

广州、深圳两地区误差修正模型的可决系数分别是 0.999999 和 0.999998, 表明样本观测值的拟合优度非常好; F 值分别是 2163789 和 1141656, 表明误差修正模型通过了整体性显著性检验; D.W 值分别是 2.511413 和 2.238374, 表明模型不存在自相关问题。由误差修正模型可以知道, 广州和深圳两地区的地区生产总值和第一产业、第二产业和第三产业之间存在短期均衡关系。

广州地区建立误差修正模型的误差修正系数是 0.145174, 说明上期误差对广州地区生产总值的当期总量影响不大。从短期波动状况来看, 在第二、三产业生产总值不变的情况下, 广州第一产业的增加值每增加 1%, 其地区生产总值的增加值将平均增加 0.023479%; 在第一、三产业生产总值不变的情况下, 广州第二产业的增加值每增加 1%, 其地区生产总值的增加值将平均增加 0.399226%; 在第一、二产业生产总值不变的情况下, 广州第三产业的增加值每增加 1%, 其地区生产总值的增加值将平均增加 0.542554%。

深圳地区建立误差修正模型的误差修正系数是 0.035603, 说明上期误差对深圳地区生产总值的当期经济发展影响不大。从短期波动状况来看, 在第二、三产业生产总值不变的情况下, 深圳第一产业的增加值每增加 1%, 其地区生产总值的增加值将平均增加 0.007446%; 在第一、三产业生产总值不变的情况下, 深圳第二产业的增加值每增加 1%, 其地区生产总值的增加值将平均增加 0.494371%; 在第一、二产业生产总值不变的情况下, 深圳第三产业的增加值每增加 1%, 其地区生产总值的增加值将平均增加 0.481457%。

5. 结论及政策性建议

5.1. 结论

从广州和深圳两地区经济增长与三次产业的长期均衡关系中我们知道, 第一产业生产总值的变化对广州经济总量的影响不大, 第二产业和第三产业是影响广州经济总量增加的主要因素, 并且第三产业的影响力大于第二产业的影响力, 说明第三产业是广州经济发展的主要动力; 第一产业生产总值的变化对深圳经济总量呈负向影响, 第二产业和第三产业亦是深圳经济总量的主要影响因素, 并且第二产业和第三产业的影响力相差不大, 第三产业的影响力只略大于第二产业的影响力。

从短期经济变动来看, 广州经济发展的最主要推动力是第三产业, 其次是第二产业, 最后才是第一产业; 深圳经济发展中, 第二产业和第三产业对经济的推动作用差异不大, 第二产业略强于第三产业, 说明深圳的三次产业结构仍可进一步优化, 并存在较大的经济发展的活力。

5.2. 政策性建议

根据本文的研究可以看出, 广州和深圳两地区的地区生产总值和三次产业结构不仅存在长期均衡的稳定关系, 还存在短期波动的影响, 并且两地区都比较符合我国产业结构优化调整的一般规律[10]。根据实证分析的结论, 就广州和深圳两地区经济发展提出以下建议。

(1) 改革开放以来, 广州的经济发展一直呈现稳定增长和健康发展的良好态势, 说明广州的经济结构较为合理, 若能继续保持这种合理的经济结构, 广州的经济将持续保持健康发展和稳定增长的发展状态。

(2) 从深圳经济与三次产业的长期均衡关系中可以看出, 深圳的地区生产总值随着第一产业生产总值的增加而减小, 所以, 在今后的经济发展中, 深圳应尽量避免扩大第一产业的规模; 而从短期波动关系可以看出, 深圳第二产业的发展规模高于第三产业, 因此, 应该对深圳的经济产业结构继续优化调整, 更加注重第三产业的发展, 逐渐使第三产业成为深圳经济发展的主要拉动力, 以实现深圳经济更稳更快

地发展。

(3) 对比广州和深圳两地区的经济发展状况,深圳地区第二产业的发展规模大于广州第二产业的发展规模,广州地区第三产业的发展规模大于深圳第三产业的发展规模,并且广州第三产业的发展规模与深圳第三产业的发展规模相差不大。由此说明,深证经济发展尚有较大的经济结构优化空间,其经济发展速度仍有超过广州经济发展速度的潜力。

参考文献 (References)

- [1] 李倩, 李红云. 广东省产业结构与经济增长关系的实证分析[J]. 安徽农业科学, 2009(3): 9177-9179.
- [2] 郑少智, 陈志辉. 产业结构高级化与经济增长关系实证研究[J]. 产经评论, 2011(3): 55-60.
- [3] 王延军, 温娇秀, 吴静茹. 产业结构变动与我国宏观经济波动[J]. 华东经济管理, 2011(2): 21-23.
- [4] 汤克明. 广东省产业结构变动及其与经济增长关系的定量研究[D]: [硕士学位论文]. 广州: 暨南大学, 2006.
- [5] 凌志雄, 潘妹. 三次产业结构与我国经济增长关系的实证研究[J]. 经济问题, 2011(11): 15-17.
- [6] 李子奈, 潘文卿. 计量经济学[M]. 北京: 高等教育出版社, 2010.
- [7] 杜江, 谢智超. 应用计量经济学[M]. 北京: 高等教育出版社, 2006.
- [8] 王燕. 应用时间序列分析[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2008.
- [9] 李延军, 金浩. 产业结构与经济增长的协整研究[J]. 商业时代, 2007(7): 81-82.
- [10] 张彦平, 黄昇亮, 温良敬. 广州产业结构升级: 阶段、问题与选择[J]. 现代城市研究, 2013(3): 71-75.