我国经济周期波动中“平均经济增长率”水平的度量与检验

刘金全，刘　汉

（吉林大学数量经济研究中心，吉林 长春 130012）

摘要: 平均经济增长率是度量一个国家长期经济增长水平和可持续程度的重要指标。本文采用了目前两种最为常用的平均增长率的度量方法，并对其结果的差异进行了评述。无论是常数平均增长率方法还是时变平均增长率方法，它们出现差异的原因都在于趋势平稳和差分平稳之间的两分性。对于趋势平稳过程，这两种方法能够获得基本相同的结果，而对协整序列而言，这两种方法的结果则有显著差异。我们也发现，一个协整序列的对数趋势中最小二乘估计获得的残差通常是随机游动过程。在差分模型中，如果几何均值是合适的，则两种方法能够获得类似结果。

关键词: 平均增长率; 时变增长率; 趋势平稳; 差分平稳

中图分类号: F224.0　　　　**文献标识码**: A

“平均经济增长率”的度量一直是宏观经济学经验研究中的重要问题。由于采用的度量方法不同，则会得到相异的经验结论。由于人们大都认为其差异源于采用的测度方法，因此在理论上对这个问题的研究并不多见。Bell 等人 (1982) 和 Kakwani (1997) 曾经解释了为什么不同的度量方法获得了不同的平均经济增长率的问题，由此引发了“平均经济增长率”对经济增长率序列本身动态属性依赖性方面的研究，有的学者还关注平均增长率和增长的波动率之间的关系，Ramey 和 Ramey (1995) 认为两者之间的关系是反向的，也就是说平均增长率越高，增长的波动率就越低。这个反向的关系有非常重要的政策启示，认为减少短期平均收入的波动能够增加长期的增长率。事实上，认为平均增长率和增长的波动率之间存在反向关系是判断短期“平稳化”政策 (即，政策的主要目的是减少波动) 的主要手段之一。如果考虑这种反向的关系，计算波动率的福利成本时，福利损失将会更高，以至于世界银行和货币基金组织经常建议政府降低经济波动率以获得更高的经济增长率。

目前有三种比较流行的度量平均经济增长率的方法。第一种是最小二乘增长率测度方法，第二种是几何增长率测度，第三种是指数增长率测度方法。由于经济增长率序列是一个固定时间间隔的离散序列，因此指数增长率测度方法所要求的时间间隔为无穷小量的要求无法满足，因此在一般的经验研究中主要采用前两种测度方法。

最小二乘增长率是通过拟合时间序列 $\{X_t\}$ 的时间回归趋势线来获得的。回归方程形式为：

$$\ln X_t = a + bt \tag{1}$$

求解上述方程，可以发现该方法等价于复合增长率的对数变换：

$$X_t = X_0(1+r)^t \tag{2}$$

其中：$a=\ln X_0$，$b=\ln(1+r)$，这些是需要估计的参数。如果 b^* 是参数 b 的普通最小二乘估计，则平均经济增长率 r 为：$r=\exp(b^*)-1$，该数值乘以 100 则可以得到百分数表示。

几何增长率可以通过离散区间的复合计算得到，T 时期内的几何增长率定义为：

$$r=\exp\left(\frac{\ln(X_T / X_1)}{T}\right)-1 \tag{3}$$

这里 X_T 和 X_1 是样本区间的端点数值。

显然，上述两种方法获得的估计通常是不一致的。其中方程(3)获得的几何增长率没有考虑到样本区间内的其他数值，因此该方法存在缺欠。同时，线性趋势模型(1)的普通最小二乘估计 b^* 也没有与方程(2)的实际复合增长率 r 完全匹配，因此也存在一定程度的误差。

由于上述两种常用的“平均增长率”计算上存在的问题，我们将要考虑计算过程中的参数时变性。如果增长率确实是常数的话，那么几乎所有计算方法将得到相同的结论。但是，实际经济增长率从来就是一个变化的序列，为此我们将要在时变性前提下考虑“平均经济增长率”的计算问题。

1 具有时变增长率的复合增长率模型

我们注意到，当且仅当增长率 r 是固定不变时，方程(1)给出的回归方程与方程(2)中的复合增长率的对数变换才能等价，这就意味着增长率在整个时期的任意两个连续的时间段内都相同，即：

$$r=\frac{X_t-X_{t-1}}{X_{t-1}}=\frac{X_{t-1}-X_{t-2}}{X_{t-2}}=\cdots=\frac{X_1-X_0}{X_0}$$

如果增长率是常数，则复合增长率可以写成方程 (2) 的形式且方程 (2) 的对数转换将等同方程 (1) 中的最小二乘增长率模型。考虑随机回归模型，则有：

$$\ln X_t=a+bt+u_t \tag{4}$$

我们假定 u_t 是服从独立同分布且具有零均值和方差为 σ^2 的随机变量，显然该模型中的 $\ln X_t$ 是趋势平稳 (TS) 过程。因此，如果非平稳时间序列是由 TS 过程的话，那么最小二乘估计和几何增长率估计将得到类似的平均增长率估计。

但是，如果增长率过程是随时间变化的，我们令 r_t 表示在时间 t 时的增长率，则在不同时期的增长率就可以表示为：

$$r_t=\frac{X_t}{X_{t-1}}-1\text{，}\quad r_{t-1}=\frac{X_{t-1}}{X_{t-2}}-1\text{，}\quad\cdots\cdots$$

将时间序列表示成为时变增长率形式： $X_t=(1+r_t)X_{t-1}$， $t=1,2,\dots$。当 $(1+r_t)$ 在所有的时间 t 内都有独立同分布时，则 X_t 可以表示成为：

$$X_t=X_0\prod_{t=1}^{t}(1+r_t)$$

因此有：

$$\ln X_t=\ln X_{t-1}+\ln(1+r_t) \tag{5}$$

这说明 $\ln X_t$ 服从随机游动假设，此时对应着单位根过程，即差分平稳过程 (DS 过程)。此时对应的平均复合增长率的计算公式为：

$$R_T=\left[\prod_{t=1}^{T}(1+r_t)\right]^{1/T}-1=\left[\frac{X_T}{X_0}\right]^{1/T}-1 \tag{6}$$

其中 R_T 表示从开始到时间 T 的平均 (复合) 增长率。因此，即使几何增长率没有考虑到区间内其他数据的作用，但由于方程(6)中的几何平均增长率是由所有过去和当期增长率的乘积所决定的，因此平均复合 (几何)增长率也受到了区间内其他时间间隔内增长率数据的影响，R_T 可以看作是方程 (1) 的递归最小二乘估计所得到的平均增长率。

2 时变增长率情形下的最小二乘估计方法

为了利用最小二乘方法估计时变增长率，我们将时变增长率（r_t）表示成为：$1+r_t=(1+\bar{r})\varepsilon_t$，这意味着时变增长率是固定增长率 $(1+\bar{r})$ 和一个随机项 ε_t 的乘积，假设随机项 ε_t 服从对数正态分布。此时方程(5)可以表示为：

$$\ln X_t = \ln(1+\bar{r}) + \ln X_{t-1} + \ln\varepsilon_t \tag{7}$$

简单表示为：

$$\Delta \ln X_t = \mu + u_t \tag{8}$$

这里 $\Delta \ln X_t = \ln X_t - \ln X_{t-1}$， $\mu = \ln(1+\bar{r})$ 且 $u_t = \ln\varepsilon_t$。因为 ε_t 服从对数正态分布，所以误差项 u_t 的对数转换将服从 $NID(0,\sigma^2)$。方程(8)中截距项 μ 的最小二乘估计为：

$$E(\hat{\mu}) = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\Delta \ln X_t \tag{9}$$

这里 $\hat{\mu}$ 是平均增长率的估计值，复合增长率可以表示为 $[\exp(\hat{\mu})-1]$，它与几何均值 R_T 相同。

根据方程(7)，我们可以将时间序列复合为：

$$X_t = X_0(1+\bar{r})^t \prod_{s=1}^{T}\varepsilon_s \tag{10}$$

对上述方程取对数，则得到对应的线性模型为：

$$\ln X_t = \ln X_0 + t\ln(1+\bar{r}) + \sum_{s=1}^{t}\ln\varepsilon_s \tag{11}$$

令 $\alpha = \ln X_0$， $\mu = \ln(1+\bar{r})$ 和 $w_t = \sum^{t}\ln\varepsilon_s$，则有：

$$\ln X_t = \alpha + \mu t + w_t \tag{12}$$

方程 (12) 和第二部分多介绍的广泛应用于实证研究中的最小二乘增长率模型类似。在实证研究中，一般在如方程 (1) 那样的对数线性趋势模型中添加误差项都假设误差项服从独立同分布。然而，当时间序列是一阶单整 $I(1)$ 过程时，对数线性趋势模型的误差项仅仅加总过去和当期 (对数) 扰动项就有明显的问题。这就意味着扰动项不再和它的滞后项独立，就会导致严重的自相关问题。Chipman (1979)，Canjels 和 Watson (1997) 以及 Vogelsang (1998) 都对带有序列相关误差的线性确定趋势模型进行了分析，但是这些分析都没有研究自相关产生的原因，而是关注其中的统计推断问题，他们假设自相关系数 ρ 一般不是预先已知的，但是在大多数的线性趋势模型的计量应用中，误差项都是高度序列相关的。例如：Chipman (1979) 分析了当误差项服从一阶平稳马尔科夫过程且自相关系数 ρ 在 $-1<\rho<1$ 这个区间内，用最小二乘方法估计趋势参数的有效性；Canjels 和 Watson (1997) 分析了在线性趋势模型中误差项带有单位根或者是近似单位根时，提出了构造趋势参数置信区间的方法；另一方面，Vogelsang (1998) 提出了能用于检验趋势模型中参数是否在误差项中存在一般形式的序列相关的检验统计量。

然而，方程(12)中的误差项 w_t 服从一个纯的随机游动过程，因为 w_t 可以写成：

$$w_t = w_{t-1} + u_t \tag{13}$$

序列相关误差对参数的最小二乘估计估计量的影响在计量经济中早已有之，如果误差项是一阶单整 $I(1)$ 过程，α 就不能用任何方法估计成一致估计量且最小二乘估计量 μ 将不再是渐进有效了。这种情况下，我们就必须将数据转换成差分序列，这样估计出来的差分变量的样本均值才会是一致有效估计量 (Canjels and Watson，1997)。当误差项是一阶单整 $I(1)$ 过程时，方程 (12) 应该差分

为：

$$\Delta \ln X_t = \mu + u_t \tag{14}$$

因此，方程 (14) 相同的方程再次得到了和方程 (6) 一样的平均复合增长率 R_t。结果，在实际度量平均增长率的时候，当一阶单整 $I(1)$ 序列中存在序列相关残差时，应当使用方程 (11) 中的几何均值方法来度量，这样才能得出渐进有效的估计量。但是对 TS 序列来说，两种方法得到的平均增长率基本一致。

我们这里采用的方法有一个好处就是：我们可以采用方程 (2) 那样的复合增长率方程来估计平均增长率。我们将方程 (2) 改写为：

$$X_t = X_0[1 + R_t]^t \tag{15}$$

和方程 (2) 不同，方程 (15) 里使用了时变平均复合增长率，所以通过先预测出随机变量 R_t 的至，我们可以运用方程 (15) 来预测 X_t 的未来值。

3 我国平均经济增长率的度量与检验结论

从数理分析可以看到，一个一阶单整 $I(1)$ 序列的对数线性趋势回归将会产生一阶单整 $I(1)$ 的残差序列。当一阶单整 $I(1)$ 的残差序列被正确处理以后，最小二乘方法和几何均值方法将会得到相同的平均增长率结果。

3.1 数据描述和处理

本文使用 1952~2007 年我国国内生产总值 (GDP)、第一产业产值、第二产业产值和第三产业产值的名义数据对我国平均经济增长率进行度量和检验，统计数据来源于《中国统计年鉴》。

首先，本文使用调整的 Dickey-Fuller (DF) 和 Phillips-Perron (PP) 方法检验序列中是否存在单位根过程。我们使用包括截距项和时间趋势的单位根检验上述序列的对数是否存在单位根过程，该检验的原假设是序列中存在单位根，拒绝原假设就认为序列不存在单位根过程是个趋势平稳 (TS) 过程，如果接受原假设，再对序列进行检验，说明该序列是差分平稳序列。

表 1　单位根检验

对数变量	Augmented Dickey-Fuller 检验		Phillips-Perron 检验	
	原序列	一阶差分序列	原序列	一阶差分序列
名义 GDP	-1.075	-4.725***	-0.742	-4.037**
第一产业	-2.06	-5.267***	-1.734	-5.249***
第二产业	-1.387	-5.434***	-1.183	-7.134***
第三产业	-1.656	-4.855***	-0.852	-4.785***

注：*，**和***分别表示在 10%，5%和 1%的显著性水平下显著。

通过检验发现，我国名义 GDP、第一产业产值、第二产业产值和第三产业产值的名义对数序列都包含有单位根过程，再进一步检验，我们发现这些序列都是一阶单位根过程，这和 Nelson 和 Plosser (1982) 认为在大多数经验研究中，多数国家的名义和实际 GDP 的对数都是一阶单整 $I(1)$ 过程相符合，也说明在 5%的显著水平下，这些序列都是一阶差分平稳 (DS) 序列，同时，表 2 中模型 (12) 的 DW 值在 0.032~0.142 这个范围变化，也可以看出模型估计中的残差序列中存在严重的序列相关。

3.2 对数线性趋势模型和差分趋势模型的估计

上面的分析我们发现对数线性趋势模型的残差序列存在严重的序列相关效应，为了消除自相关效应，我们使用 OLS 估计方程 (15) 的差分趋势模型，发现截距项都在 1%的显著性水平上显著。表中的平均增长率是先估计出系数 μ，再使用 $\bar{r}=\exp(\mu)-1$ 计算出来的，复合符合增长率的计算我们使用的是 $\bar{r}=\exp(\ln(X_T/X_1)/T)-1$，表 2 中我们还给出了这两种方法计算出的平均增长率的差别，我们可以看到在这四组数据中有三组估计出的平均增长率都大于复合增长率，我们可以看到用两种方法计算出来的平均增长率的差别都不大，除了第一产业以外，其他的差别都不超过 3%，说明使用这两种方法有差别，但是差别不是很大，同时我们也看到多数情况下使用对数线性趋势模型计算出的平均增长率都高于使用差分趋势模型计算出的平均增长率，说明使用线性趋势模型计算我国平均增长率有高估的倾向，这是我们实际运算时所需要注意的地方。

表2　对数线性趋势模型和差分趋势模型回归结果

对数变量	方程(12)：对数线性趋势模型					方程(15)：差分趋势模型			差距
	趋势项	标准差	R^2	DW	平均增长率	截距项	标准差	复合增长率	
名义 GDP	5.878	0.113	0.947	0.041	0.1139	0.107	0.011	0.1112	2.35%
第一产业	5.207	0.085	0.953	0.072	0.0895	0.080	0.011	0.0819	8.50%
第二产业	4.688	0.099	0.966	0.142	0.1249	0.123	0.019	0.1281	-2.64%
第三产业	4.457	0.154	0.916	0.032	0.1215	0.114	0.014	0.1180	2.90%

3.3 时变复合增长率和平均增长率的计算

上面利用两种不同方法得到了总的平均增长率，下面我们将所有期间都考虑到，基于最小二乘回归估计方法，我们再利用方程 (19) 计算我国名义 GDP 及其各产业 GDP 的平均增长率，如附录1。为了方便比较两种方法的不同，利用方程 (11)计算我国名义 GDP 及其各产业 GDP 的时变复合增长率，得到我国 GDP 的复合增长率，如附录 2。

为了更加直观给出这两中方法的差别，我们绘制了我国名义 GDP 及其各产业 GDP 的时变复合平均增长率和平均增长率的图形，图中实线代表的是利用递归 OLS 方法求出的平均增长率的走势图，图中虚线代表的是利用几何均值的方法计算出的时变复合平均增长率的走势图。上述两种方法我们选定的基期都是 1952 年，但是由于利用递归 OLS 估计出的 1953 年~1955 年的系数不显著，所以我们将剔除 1952~1955 年的增长率数据，为了方便比较，图中给出的是两种方法计算的从 1956~2007 年的平均增长率和时变复合平均增长率的图形。

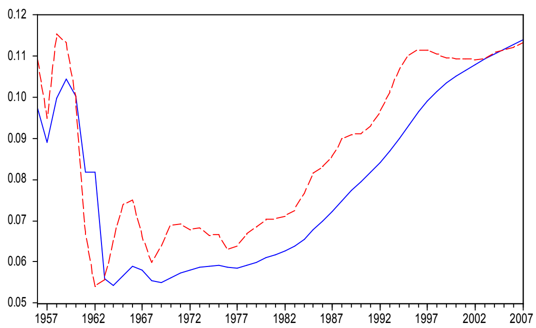

图1　名义GDP

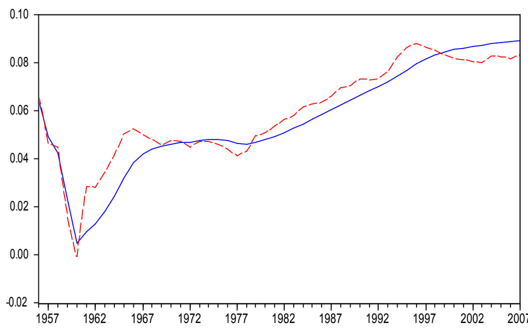

图2　第一产业产值

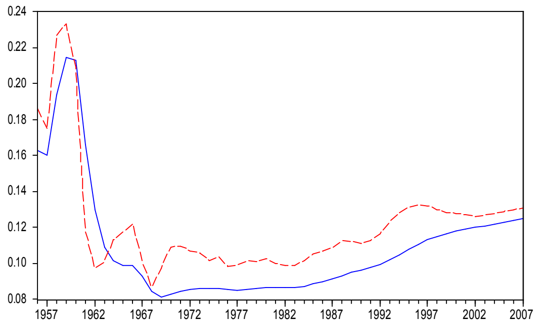

图3　第二产业产值

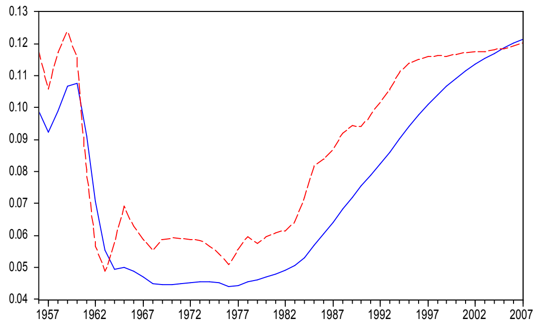

图4　第三产业产值

从图中我们可以发现最小二乘估计的图形有时上面，有时在（R_t）下面，在有些区间里甚至基本上一致，但利用几何均值方法估计出的时变平均增长率一般大于利用递归 OLS 估计出的平均增长率。我们还可以从曲线的波动看到时变平均增长率的波动要大于平均增长率的波动，发现用最小二乘估计得出的平均增长率的图形要平滑些，且用几何均值得出的平均增长率对增长率的变化要敏感些，这也从一个侧面说明对几何均值涉及到了样本区间内的其他数值。

我们再对两种方法计算出附表里 1956 ~ 2007 年的 GDP、第一产业、第二产业和第三产业的平均增长率进行相等的检验，原假设是两种方法计算出的平均增长率序列是没有差别的，检验的结果如下表：

表 3　两种方法计算出的平均增长率相等性检验

	GDP	第一产业	第二产业	第三产业
t 检验	-1.914	-0.544	-4.086	-2.093
	(0.0606*)	(0.5883)	(0.0001***)	(0.0408**)
F 检验	3.662	0.296	16.698	4.379
	(0.0606*)	(0.5883)	(0.0001***)	(0.0408**)

注意：其中括号里面表示的 *P*-值，*，**，***分别表示在10%，5%，1%的显著性水平下显著

从相等性检验的结果我们可以看出，两种方法计算出的 GDP 和第一产业的平均增长率有显著的差别，尤其是第一产业；第二产业的平均增长率，两种方法计算出来的结果没有差别。

3 我国平均经济增长率测度的基本结论

我们通过具体计算比较了普通最小二乘增长率方法和几何平均增长率方法之间的差异，形成差异的原因在于产出序列平稳化的方式。本文主要涉及到产出序列的对数序列是差分平稳过程，我们认为在这种条件下，计算出的增长率序列具有时变性，且增长率序列可以表示为几何随机游动过程，此时不仅该过程是 $I(1)$ 过程，而且线性趋势回归中具有自相关的残差序列，此时无法趋势参数的最小二乘估计量将不再是有效估计，此时两种估计方法获得的平均增长率估计具有差异性，单是从我们估计的结果来看，这种差异的显著性不是很强。根据我们进行的经验分析，发现我国多种产出序列均具有时变增长率，且用几何均值得出的平均增长率对增长率的变化要敏感些，我们认为几何增长率比较适合计算我国的平均经济增长率，因此应该利用几何增长率模型来度量我国的平均增长率。

参考文献

[1] Bell, M. W., Silver, M. S. and Stray, S. J., 1982. Why growth rates do differ, *Journal of Economic Studies*, 9, 51-67.

[2] Canjels, E. and Watson, M. W., 1997. Estimating deterministic trends in the presence of serially correlated errors, *Review of Economics and Statistics*, 79, 184-200.

[3] Chipman, J. S., 1979. Efficiency of least-squares estimation of linear trend when residuals are autocorrelated, *Econometrica*, 47, 115–28.

[4] Galip, Altinay, 2004. On measuring average growth rate, *Applied Economics*, 36, 637–644.

[5] Kakwani, N., 1997. Growth rates of per-capita income and aggregate welfare: An international comparison, *Review of Economics and Statistics*, 79, 201-211.

[6] Nelson, C. R. and Plosser, C. I., 1982. Trends and random walks in macroeconomic time series, *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.

[7] Vogelsang, T. J., 1998. Trend function hypothesis testing in the presence of serial correlation, *Econometrica*, 66, 123-148.

[8] World Bank, 2001. World Development Indicators, Washington, DC.

On Measuring Average Growth Rate in China's Economy

Liu Jinquan, Liu Han

(Jilin University Quantitative Research Center of Economics, Jilin, 130012)

Abstract: This study investigates the difference in average growth rates obtained from two commonly used methods. It is analytically shown that the difference lies on the dichotomy of constant and time-varying growth that can be converted to the dichotomy of trend stationary (TS) and difference stationary (DS) processes. For TS processes the two methods would yield the same results whereas they differ in case of integrated processes. It is also proven that the OLS residuals of a log-linear trend model of an integrated series will be always a random walk, in which case the differenced model that yields the same result as geometric mean is appropriate. The findings are illustrated on the real GDPs of OECD countries.

Key words: average growth   time-varying growth   trend stationary   difference stationary

收稿日期: 2007 年 2 月 13 日

基金项目: 教育部人文社会科学重点研究基地 2008 年重大项目(2007JJD790125)；吉林大学“985 工程”“经济分析与预测哲学社会科学创新基地”和吉林大学“985 工程”研究生创新基金重点项目(20081101)资助。

作者简介: 刘金全(1964 年—)，男，黑龙江省密山县人，吉林大学数量经济研究中心教授，经济学博士，博士研究生导师；刘汉(1985 年—)，男，安徽省安庆市人，吉林大学数量经济专业硕士研究生。

附录1：

基于递归OLS估计出的我国名义GDP的平均增长率（1956-2007）

年份	平均增长率				年份	平均增长率			
	GDP	第一产业	第二产业	第三产业		GDP	第一产业	第二产业	第三产业
1956	0.0973	0.0644	0.1629	0.0988	1982	0.0628	0.0510	0.0866	0.0491
1957	0.0891	0.0493	0.1603	0.0924	1983	0.0639	0.0527	0.0867	0.0505
1958	0.0998	0.0427	0.1938	0.0988	1984	0.0655	0.0547	0.0873	0.0530
1959	0.1044	0.0234	0.2145	0.1068	1985	0.0677	0.0566	0.0885	0.0569
1960	0.1001	0.0050	0.2127	0.1077	1986	0.0699	0.0584	0.0898	0.0605
1961	0.0818	0.0096	0.1662	0.0911	1987	0.0722	0.0603	0.0913	0.0642
1962	0.0818	0.0129	0.1296	0.0707	1988	0.0748	0.0625	0.0932	0.0682
1963	0.0560	0.0180	0.1091	0.0552	1989	0.0773	0.0645	0.0948	0.0720
1964	0.0543	0.0244	0.1016	0.0494	1990	0.0795	0.0667	0.0961	0.0754
1965	0.0567	0.0322	0.0988	0.0500	1991	0.0817	0.0685	0.0975	0.0788
1966	0.0590	0.0385	0.0989	0.0488	1992	0.0841	0.0702	0.0993	0.0824
1967	0.0580	0.0422	0.0928	0.0469	1993	0.0869	0.0720	0.1018	0.0861
1968	0.0555	0.0443	0.0843	0.0448	1994	0.0900	0.0744	0.1047	0.0901
1969	0.0550	0.0452	0.0815	0.0445	1995	0.0933	0.0770	0.1077	0.0940
1970	0.0562	0.0463	0.0830	0.0447	1996	0.0964	0.0796	0.1105	0.0976
1971	0.0574	0.0471	0.0846	0.0449	1997	0.0991	0.0817	0.1130	0.1010
1972	0.0580	0.0471	0.0855	0.0452	1998	0.1014	0.0833	0.1150	0.1040
1973	0.0588	0.0476	0.0861	0.0455	1999	0.1034	0.0846	0.1166	0.1067
1974	0.0589	0.0480	0.0858	0.0455	2000	0.1051	0.0855	0.1179	0.1091
1975	0.0592	0.0480	0.0861	0.0450	2001	0.1066	0.0863	0.1191	0.1114
1976	0.0587	0.0476	0.0853	0.0440	2002	0.1080	0.0868	0.1200	0.1134
1977	0.0586	0.0466	0.0851	0.0443	2003	0.1092	0.0873	0.1210	0.1153
1978	0.0591	0.0461	0.0854	0.0454	2004	0.1104	0.0879	0.1219	0.1170
1979	0.0599	0.0471	0.0858	0.0459	2005	0.1116	0.0885	0.1229	0.1186
1980	0.0609	0.0480	0.0865	0.0469	2006	0.1128	0.0889	0.1239	0.1200
1981	0.0618	0.0494	0.0867	0.0480	2007	0.1139	0.0895	0.1249	0.1215

注意：表中选定1952年为基期计算平均增长率，由于利用递归OLS估计出的1953年~1955年的系数不显著，所以我们剔除1952~1955年的增长率数据。

附录2：

我国名义GDP的时变平均复合增长率（1956-2007）

年份	复合增长率 GDP	第一产业GDP	第二产业GDP	第三产业GDP	年份	复合增长率 GDP	第一产业GDP	第二产业GDP	第三产业GDP
1956	0.1093	0.0667	0.1862	0.1179	1982	0.0711	0.0564	0.0986	0.0615
1957	0.0948	0.0463	0.1746	0.1056	1983	0.0726	0.0582	0.0990	0.0642
1958	0.1153	0.0447	0.2268	0.1171	1984	0.0766	0.0615	0.1013	0.0718
1959	0.1133	0.0162	0.2333	0.1237	1985	0.0815	0.0629	0.1054	0.0816
1960	0.1001	-0.0008	0.2092	0.1162	1986	0.0832	0.0636	0.1070	0.0838
1961	0.0673	0.0284	0.1186	0.0805	1987	0.0857	0.0662	0.1087	0.0868
1962	0.0540	0.0283	0.0974	0.0566	1988	0.0899	0.0696	0.1125	0.0918
1963	0.0558	0.0344	0.1007	0.0488	1989	0.0909	0.0705	0.1123	0.0943
1964	0.0655	0.0416	0.1132	0.0578	1990	0.0911	0.0734	0.1109	0.0939
1965	0.0739	0.0506	0.1177	0.0690	1991	0.0930	0.0729	0.1126	0.0976
1966	0.0750	0.0525	0.1219	0.0629	1992	0.0964	0.0736	0.1166	0.1017
1967	0.0661	0.0501	0.1013	0.0587	1993	0.1012	0.0762	0.1229	0.1056
1968	0.0599	0.0480	0.0868	0.0553	1994	0.1068	0.0825	0.1282	0.1110
1969	0.0636	0.0460	0.0975	0.0587	1995	0.1102	0.0865	0.1314	0.1138
1970	0.0689	0.0477	0.1089	0.0592	1996	0.1115	0.0880	0.1325	0.1150
1971	0.0693	0.0474	0.1096	0.0590	1997	0.1115	0.0867	0.1320	0.1159
1972	0.0677	0.0450	0.1071	0.0586	1998	0.1105	0.0853	0.1299	0.1162
1973	0.0683	0.0474	0.1059	0.0584	1999	0.1095	0.0834	0.1282	0.1161
1974	0.0663	0.0472	0.1016	0.0566	2000	0.1094	0.0818	0.1278	0.1166
1975	0.0667	0.0463	0.1037	0.0543	2001	0.1093	0.0813	0.1269	0.1172
1976	0.0630	0.0441	0.0980	0.0509	2002	0.1091	0.0806	0.1262	0.1174
1977	0.0640	0.0413	0.0992	0.0556	2003	0.1095	0.0800	0.1268	0.1175
1978	0.0668	0.0431	0.1014	0.0595	2004	0.1107	0.0828	0.1278	0.1181
1979	0.0685	0.0497	0.1012	0.0575	2005	0.1115	0.0827	0.1288	0.1185
1980	0.0703	0.0508	0.1027	0.0596	2006	0.1122	0.0819	0.1298	0.1191
1981	0.0705	0.0536	0.1001	0.0608	2007	0.1134	0.0834	0.1306	0.1202

注意：表中选定的基期都是1952年，但是由于利用递归OLS估计出的1953年~1955年的系数不显著，所以我们将剔除1952~1955年的增长率数据，为了比较表中也做了相应的剔除。