

新视角透析中国区域经济收敛性

滕佳东¹, 范庆泉²

(1. 东北财经大学 信息工程学院, 大连 116025; 2. 东北财经大学 数学与数量经济学院, 大连 116025)

摘要: 本文利用 H-P 滤波对我国各省份实际 GDP 序列进行趋势分解, 以消除经济周期效应的影响, 得到各省份实际 GDP 的长期趋势序列。使用各省份实际 GDP 长期趋势序列占全部省份实际 GDP 长期趋势序列之和的比例作为一个可以比较各个地区差异的标准化指标; 并将标准化指标对时间求导, 整理得出标准化指标增长率, 再次对这一指标增长率进行修正, 进而用于分析中国经济区域收敛性的特征。结论表明: 虽然我国部分地区之间的差距还在不断变大, 但自 1992 年以来这种差距的变化速度在逐年减小, 具有收敛的趋势。

关键词: 标准化指标; 增长率; H-P 滤波; 收敛性

中图分类号: F127 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-980X(2009)10-0102-06

1 文献综述

1992 年 N. Gregory Mankiw、David Romer 和 David N. Weil^[1] 使用 Solow 模型研究 Non-oil、Intermediate、OECD 国家之间的经济条件趋同(收敛)性; 1995 年 Nazrul Islam^[2] 在以上三人工作的基础上构建动态面板模型, 研究上述三种类型国家之间的经济条件趋同性。自此以来, 国内外许多学者将上述构建模型的思想应用于国家或地区的区域经济体中来研究经济领域的相关问题。如: 魏后凯^[3] 基于新古典增长模型理论, 利用对数逻辑线性模型得出我国区域经济具有明显的增长收敛性; 张焕明^[4] 用五种计量方法对 Panel Data 模型进行回归, 结果表明 SGMM 法(系统广义距动态面板估计方法)估计扩展 Solow 模型是有效的; 王志刚^[5] 将我国各省份分为东、中、西三个区域经济体, 将 1979—1999 年以五年为一段分为四阶段, 使用 Islam 构造的动态面板模型, 同时又增加了地区和时间的虚拟变量, 并使用广义最小二乘估计(FGLS)发现三个区域经济体有俱乐部收敛现象, 并得出不同的收敛速度。大部分研究文献都是基于新古典增长理论来测度区域收敛系数, 对数据和模型的要求都非常高。目前中国处于向市场经济转型时期的特殊阶段, 统计数据很有可能存在较大偏差。所以, 本文的重要创新点在于构造一个衡量区域经济发展程度或差异

的标准化指标并导出其修正增长率, 可以用于形象地分析各区域经济体的发展状况。

本文结构如下: 第二部分是标准化指标的构造进行介绍; 第三部分是对数据来源及数据处理进行描述; 第四部分主要是对区域经济收敛的政策因素进行分析; 第五部分是对本文进行总结。

2 标准化指标介绍

2.1 标准化指标构建

本文定义 I 为标准化指标; Y_{it} 为第 i 个地区在第 t 年的 GDP 水平; Y_{-ij} 为除第 i 个地区以外的其余所有地区在第 t 个年份的 GDP 之和。

则第 t 年的标准化指标表示为:

$$I_{it} = \frac{Y_{it}}{Y_{it} + Y_{-it}} \quad (1)$$

将式(1)对时间 t 求导并进行整理得:

$$\frac{dI_{it}}{dt} = \frac{Y_{-it} \frac{dY_{it}}{dt}}{(Y_{it} + Y_{-it})^2} - \frac{Y_{it} \frac{dY_{-it}}{dt}}{(Y_{it} + Y_{-it})^2} \quad (2)$$

将式(2)两端都除以因子 $\frac{Y_{it}}{Y_{it} + Y_{-it}}$, 并整理得:

$$\frac{\frac{dI_{it}}{dt}}{I_{it}} = (1 - I_{it}) \left(\frac{\frac{dY_{it}}{dt}}{Y_{it}} - \frac{\frac{dY_{-it}}{dt}}{Y_{-it}} \right) \quad (3)$$

可以简化记为:

$$I_{it} = (1 - I_{it}) (\dot{Y}_{it} - \dot{Y}_{-it}) \quad (4)$$

收稿日期: 2009-09-21

基金项目: 辽宁省社科联项目(2006lnsklktglx66-29)部分研究成果

作者简介: 滕佳东(1962—), 男, 山东招远人, 东北财经大学信息工程学院教授, 硕士, 研究方向: 信息经济、数量经济、管理信息系统; 范庆泉(1985—), 男, 山东聊城人, 东北财经大学数量经济专业硕士研究生, 研究方向: 宏观经济波动预测与政策分析。

Non-oil 表示非石油生产国; Intermediate 表示排除数据严重偏离真实值或人口规模小于一百万的国家; OECD 指的是经济合作与发展组织, 由 30 个市场经济国家组成, 但是笔者仅使用了 22 个人口规模超过一百万的国家作为样本。

其中, \dot{I}_i 表示 I_i 增长率; \dot{Y}_i 表示 Y_i 增长率; $\dot{Y}_{\cdot i}$ 表示 $Y_{\cdot i}$ 增长率。

式(4)非常清晰地显示了 I_i 的比较意义:由于 $1 - I_{ij} > 0$ 恒成立, I_i 增长率与相应省份 GDP 增长率同方向变化,与全国水平反方向变化。换句话说,当某省份 GDP 增长率比全国水平高时, I_i 增长率大于零;当某省份 GDP 增长率比全国水平低时, I_i 增长率小于零;当某省份 GDP 增长率与全国水平相等时, I_i 增长率等于零。

2.2 I_i 年度增长率的测度方法

定义: $I_i(t) = I_i(0) e^{r_{ii}t}$ 。(5)

将式(5)对时间 t 求导:

$$r_{ii} = \frac{dI_i(t)}{I_i(t) dt} \quad (6)$$

式(6)中, r_{ii} 为 I_i 增长率。本文考虑年度数据,时间跨度为一年。则有

$$r_{ii} = \ln \left[\frac{I_i(t)}{I_i(t-1)} \right] \quad (7)$$

即为本文所使用的年度增长率。

3 数据描述

1978年以来中国实施改革开放政策,其中经济特区政策使部分地区得到优先发展,区域经济发展水平也逐步出现明显差距,因此本文使用从1978年到2008年的年度数据进行分析。考虑数据的可得性和政策的覆盖面,本文使用中国大陆的省级资料,数据均来自于中经网。

3.1 区域经济增长差距的测度

区域经济增长差距的测度较为复杂,它受到研究者所选择的测度方法、所使用的经济变量以及所分析的时期区间等因素的影响。任何一个因素的变动都可能导致得出不同的结论。为了能够较为客观地反映我国地区间的经济增长差异程度,就必须考虑到经济周期效应对地区经济增长差异的影响。本文以1978年为基期,使用各省份 GDP 实际序列环比值构造各省份实际 GDP 序列;然后利用 H-P 滤波方法对各省份实际 GDP 序列进行趋势循环分解,剔除循环要素和不规则要素,得到实际 GDP 的长期趋势序列,从而消除经济周期效应的影响。

3.2 H-P 滤波

该处确切地说应该表述为全国其他所有省份 GDP 之和的增长率,本文都写为“全国水平”作为替代。实际上,某省份 GDP 增长率比全国其他所有省份 GDP 之和增长率高(低)的充要条件是:该省份比全国水平高(低),很显然这是可以证明的。由于篇幅有限,证明部分省略。

本文使用30个省份的数据资料。由于重庆市于1997年才正式成为直辖市,故本文将重庆市排除在外。

为了叙述方便,本文仍然将经过 H-P 滤波处理的实际 GDP 的长期趋势序列称之为 GDP 序列。

标准化指标对时间回归系数为正,则标准化指标增长率为正值,由公式(4)可得出该相应结论。

在宏观经济学中,人们非常关心序列组成成分中的长期趋势, Hodrick-Prescott 滤波是被广泛使用的一种方法^[6]。本文简单介绍一下这种方法的原理。

设 $\{Y_t\}$ 是包含趋势成分和波动成分的经济时间序列, $\{Y_t^T\}$ 是其中含有的趋势成分, $\{Y_t^C\}$ 是其中含有的波动成分。 $\{Y_t\}$ 序列可以分解为:

$$Y_t = Y_t^T + Y_t^C \quad (t = 1, 2, \dots, T) \quad (8)$$

计算 H-P 滤波就是从 $\{Y_t\}$ 中将 $\{Y_t^T\}$ 分离出来。一般地,时间序列 $\{Y_t\}$ 中的可观测部分趋势 $\{Y_t^T\}$ 常被定义为下面最小化问题的解:

$$\text{Min}_{Y_t^T} \left\{ \sum_{t=1}^T (Y_t - Y_t^T)^2 + [c(L) Y_t^T]^2 \right\} \quad (9)$$

式(9)中: $c(L)$ 是延迟算子多项式; c 是趋势光滑度的权重常数,针对年度数据取值为100。

本文采用各省份 GDP 数据长期趋势序列除以全部各省份长期趋势序列之和得到一个标准化指标。采用该指标的理由是:运用该指标,能够实现将各个省份的 GDP 序列放到全国 GDP 序列大背景下进行分析,能够更直观地显示各省份 GDP 对全国 GDP 变化趋势的贡献,还可以排除某些因素对全国 GDP 的系统性影响^[7]。

4 区域经济收敛性分析

4.1 针对标准化指标 I_i 的实证分析

表1显示了中国各省份 I_i 的变化趋势,预测着自改革开放以来我国区域经济发展存在动态变化。分别将每个省份的 I_i 对时间趋势 T 进行最小二乘回归,显示结果表明,在整个样本期内我国只有福建省、广东省、浙江省、江苏省、山东省、河北省等六个东部沿海地区的增长率比全国水平高,其他所有地区都比全国水平低。而且除了海南省、河北省、内蒙古自治区、天津市、新疆维吾尔自治区等五个省区外,其他所有地区在回归方程中的时间趋势系数在0.001%显著性水平下拒绝零假设。以上结果表明,我国地区经济发展的确存在差异并且这种差距水平正在逐年拉大。

4.2 针对标准化指标增长率 r_{ii} 的政策因素分析

通过上文式(4)可以理解 r_{ii} 的正负值取决于该

省份 GDP 年度增长率和全国其他省份 GDP 年度增长率; r_{it} 的绝对值与该省份 GDP 年度增长率和全国其他省份 GDP 年度增长率之间差距的大小成正比,与 I_{it} 自身大小成反比。为了精确描述该省份与全国其他省份 GDP 增长率的差异,本文对 r_{it} 进行

修正:

$$\tilde{r}_{it} = \frac{r_{it}}{1 - I_{it}} \quad (10)$$

显然, \tilde{r}_{it} 消除了不同地区自身所占全国 GDP 的比重对 r_{it} 的影响且不改变 r_{it} 的正负性。

表 1 中国各省份 I_{ij} 变化趋势统计结果分析

(I_{ij} 单位: %)

省份	回归方程		省份	回归方程	
安徽	$I_i = -0.0242 \times T + 3.643$	*****	吉林	$I_i = -0.0243 \times T + 2.518$	*****
北京	$I_i = -0.0162 \times T + 3.256$	*****	辽宁	$I_i = -0.0823 \times T + 6.775$	*****
福建	$I_i = 0.0488 \times T + 1.902$	*****	内蒙古	$I_i = 0.00617 \times T + 1.659$	*
甘肃	$I_i = -0.0169 \times T + 1.780$	*****	宁夏	$I_i = -0.00494 \times T + 0.406$	*****
广东	$I_i = 0.239 \times T + 4.758$	*****	青海	$I_i = -0.00800 \times T + 0.435$	*****
广西	$I_i = -0.0195 \times T + 2.160$	*****	山东	$I_i = 0.0831 \times T + 6.303$	*****
贵州	$I_i = -0.0228 \times T + 1.565$	*****	上海	$I_i = -0.0444 \times T + 7.611$	*****
海南	$I_i = 0.00202 \times T + 0.497$	*	山西	$I_i = -0.0239 \times T + 2.604$	*****
河北	$I_i = 0.0887 \times T + 4.892$	**	陕西	$I_i = -0.0141 \times T + 2.435$	*****
黑龙江	$I_i = -0.0969 \times T + 5.100$	*****	四川	$I_i = -0.0703 \times T + 5.778$	*****
河南	$I_i = -0.0103 \times T + 5.197$	*****	天津	$I_i = -0.0137 \times T + 2.344$	***
湖北	$I_i = -0.0382 \times T + 4.922$	*****	新疆	$I_i = -0.00900 \times T + 1.329$	*****
湖南	$I_i = -0.0575 \times T + 4.411$	*****	西藏	$I_i = -0.00211 \times T + 0.206$	*****
江苏	$I_i = 0.158 \times T + 6.856$	*****	云南	$I_i = -0.0210 \times T + 2.180$	*****
江西	$I_i = -0.0276 \times T + 2.750$	*****	浙江	$I_i = 0.102 \times T + 3.728$	*****

注: *****表示在 0.001% 显著性水平下拒绝零假设; ****表示在 0.01% 显著性水平下拒绝零假设; ***表示在 0.1% 显著性水平下拒绝零假设; **表示在 1% 显著性水平下拒绝零假设; *表示在 10% 显著性水平下拒绝零假设。

4.2.1 在样本期间(1979—2008年), \tilde{r}_{it} 序列值全都大于零

图 1 显示,自改革开放以来广东省、江苏省、山东省、浙江省等四省份区域 GDP 增长率分别一直高于全国水平。从全国分布来看,四省份都处于中国的东部沿海地区,在改革开放期间吸引和利用外资最多,优越的地理环境、自身良好的经济基础以及改革开放政策的惠顾,使四省份的经济增长率一直领先于全国水平。从 1992 年以来四省份 \tilde{r}_{it} 序列值都开始明显地减小,并在 2008 年呈现历史最低值,依次为 0.310%、0.447%、0.431% 和 0.160%,这表明 \tilde{r}_{it} 序列值逐年趋近于零。

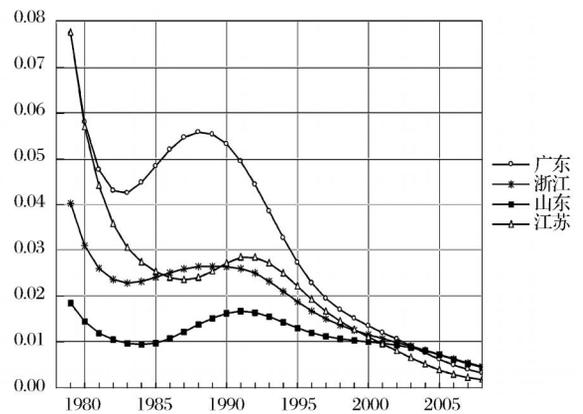


图 1 修正的增长率序列值大于零

4.2.2 在样本期间, \tilde{r}_{it} 序列值全都小于零

图 2 显示,北京市、甘肃省、广西壮族自治区、黑龙江省、湖南省、江西省、辽宁省、青海省、四川省等九省份区域 GDP 增长率一直低于全国水平。北京市在 2000 年曾与全国 GDP 增长率持平,而后又出现了轻微下调,但最大幅度未超过 -0.371%。北京是我国的政治中心,经济发展受政治和政策影响较为明显,尤其是其对外资流入的管制较为严格,或许这些因素使得北京的经济发展始终略低于全国水平,黑龙江省和辽宁省都处我国东北部,为新中国工业的诞生和发展做出过重要贡献。自改革开放以

来,生产结构单一、新技术革命冲击和重工业基地环境的严重污染,使得东北工业基地落后于时代的发展。2003 年十六届三中全会提出统筹区域发展,振兴东北老工业基地政策使得近几年来东北地区的经济发展速度不断加快,逐步向全国水平靠拢。其他六个省份都处于我国中部和西南部经济落后地区,薄弱的基础设施和较差的投资环境或许是它们的 GDP 增长率落后于全国水平的主要因素。从 1992 年以来除北京市外八省份 \tilde{r}_{it} 序列值都开始明显地增大,并在 2008 年呈现出历史最新值,依次为

计算得出增长率序列的时间起点是 1979 年。

- 0.754%、- 0.208%、- 0.707%、- 0.489%、- 0.279%、- 0.140%、- 0.296%、- 0.403%，这表明 \tilde{r}_{it} 序列值逐年趋近于零。

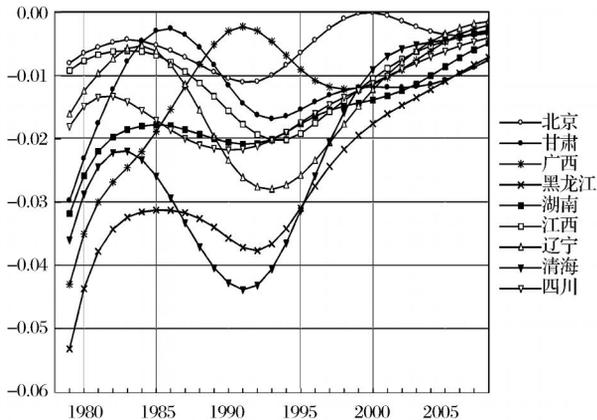


图2 修正的增长率序列值小于零

4.2.3 在样本期间, \tilde{r}_{it} 序列值前期大于零,后期小于零

图3显示,安徽省、福建省、贵州省、海南省、河南省、湖北省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区、云南省等九省份区域 GDP 增长率由高于全国水平逐渐变为低于全国水平。值得说明的是,福建省虽然 2000 年以后的经济发展速度略微低于全国水平,但其基本情况应与广东省相似。安徽省、河南省和湖北省位于我国中部地区,是我国农业和工业大省。自改革开放以来随着东部沿海地区经济的高速发展,中部地区在吸引外资方面处于劣势,在产业升级和结构调整中一直落后,这使得这些省份经济水平不断下降,逐步落后于全国水平。2003 年十六届三中全会提出统筹区域发展,中部崛起发展战略使得近几年来中部地区的经济发展不断加快并再次向全国水平靠拢。其他五个省份都处于我国中部和西南部经济落后的地区,经济总量比重较小、基础设施薄弱,受到各种政策因素冲击波动较为明显,以上这些或许是这些省份出现如此波动的主要因素。从 2000 年以来除福建省外八省份 \tilde{r}_{it} 序列值都开始明显地增大,依次为 - 0.416%、- 0.762%、- 0.775%、- 0.00128%、- 0.402%、- 0.470%、- 0.964%、- 1.164%,这表明 \tilde{r}_{it} 序列值逐年趋近于零。

4.2.4 在样本期间, \tilde{r}_{it} 序列值前后两个时期低于零,中间时期大于零

图4显示,河北省、上海市、山西省、西藏自治区等四省份区域 GDP 增长率在前后两个时期低于全国水平而中间时期高于全国水平。上海市 \tilde{r}_{it} 序列值在 1979—1997 年期间平均以每年 0.281% 的速

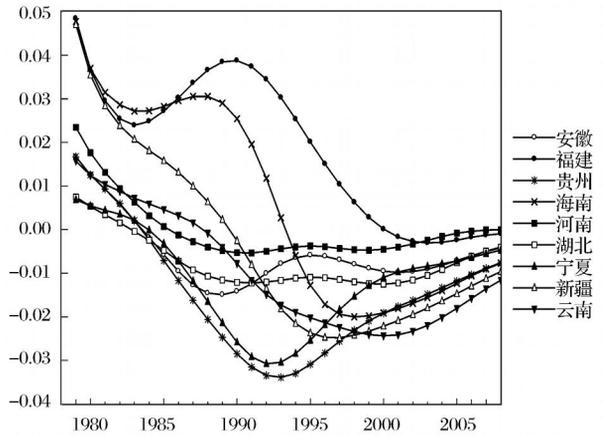


图3 修正的增长率序列值前期大于零而后期小于零

度增加,并在 1993 年以后高于全国水平,在 1998—2006 年期间又逐年减小,并在 2002 年再次低于全国水平。20 世纪 90 年代的浦东政策使上海已逐步发展成为一个国际化大都市、全球重要的经济和贸易中心,其经济增长率也一度高于全国水平。近年来上海经济比重不断加大,基础设施日臻完善,发展逐步迈入成熟阶段,这或许是其经济增长率下降的主要因素。河北省是我国重要的粮棉生产基地,在 80 年代末和 90 年代初,国家对粮食收购“双轨制”进一步改革,以“保量放价”为核心的购销体制改革使粮食生产价格出现了大幅上扬,这或许是河北省这段期间经济增长率高于全国水平的主要因素。山西省是我国的煤炭大省,能源在我国经济发展中占据重要位置,90 年代以来能源价格的不断放开以及能源用量的不断上升,或许是山西省经济增长率超过全国水平的主要因素。但近几年来,我国产业结构不断调整,煤炭的使用比重也不断下降,并且煤炭生产安全不断升级,使得煤炭生产的成本不断提高,

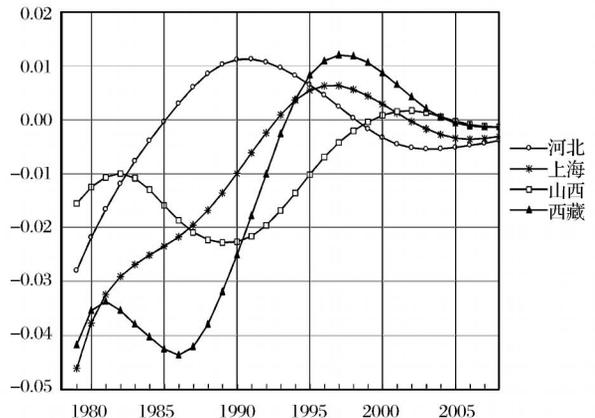


图4 修正的增长率序列值前后两期低于零,中间时期大于零

这可能是这两年来山西经济增长率再次略低于全国水平的主要因素。西藏自治区位于我国西南部地区,经济总量比重较小、基础设施薄弱,受到各种政策因素冲击波动较为明显。从 2005 年以来四省份 \tilde{r}_{it} 序列值都开始明显地减少,依次为 - 0.378%、- 0.308%、- 0.124%、- 0.127%,这表明 \tilde{r}_{it} 序列值逐年趋近于零。

4.2.5 在样本期间, \tilde{r}_{it} 序列值前后两个时期大于零,中间时期低于零

图 5 显示,吉林省、内蒙古自治区、陕西省等三省份区域 GDP 增长率在前后两个时期高于全国水平而中间时期低于全国水平。吉林省是我国最主要的粮食生产基地,农业在吉林省经济总量的比重中占有重要地位,改革开放以来农业支持工业一直是我国工业化进程中的重要力量,或许也就成为吉林省经济增长率低于全国水平的主要因素。十六大以来我国实施农业反哺农业政策,这可能成为近几年吉林省经济增长率略高于全国水平主要因素。内蒙古自治区是我国主要的畜牧业基地,其经济总量在全国的比重较小,尤其近几年来乳业的蓬勃发展,使得内蒙古自治区经济增长率出现了较大波动。2000 年国家实施西部大开发战略以来,陕西省经济增长率呈现出快速发展趋势。从 2005 年以来三省份 \tilde{r}_{it} 序列值都开始明显地减少,依次为 0.124%、2.159%、0.0901%,这表明 \tilde{r}_{it} 序列值逐年趋近于零。

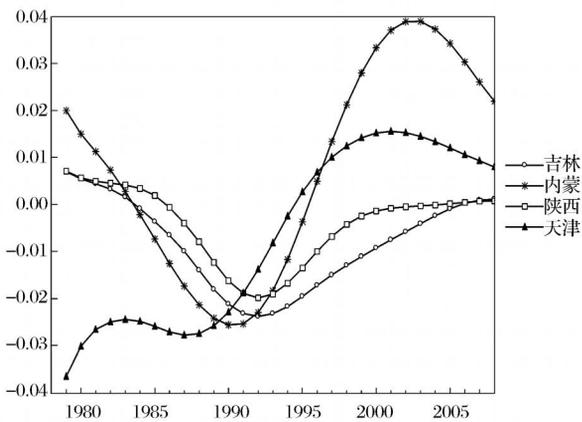


图 5 修正的增长率序列值前后两期低于零,中间时期大于零;修正的增长率序列值前期低于零,后期大于零

4.2.6 在样本期间, \tilde{r}_{it} 序列值前期小于零,后期大于零

图 5 显示,天津市 GDP 增长率前期低于而后期高于全国水平。天津市是北京的门户、国际港口城市、位于环渤海经济圈的中心。北京申奥成功后大批工业从北京迁移至天津以及“滨海新区”政策的落实,使得天津成为我国北方新的经济增长点。值得注意的是, \tilde{r}_{it} 序列值在 1995 年以后一直都大于零,意味着天津市的发展水平从 1995 年以后一直高于全国水平。

5 总结

本文利用 H-P 滤波对我国各省份实际 GDP 序列进行趋势分解,以消除经济周期效应的影响,得到各省份实际 GDP 的长期趋势序列。使用各省份实际 GDP 长期趋势序列占全部省份实际 GDP 长期趋势序列之和的比例作为一个可以比较各个地区差异的标准化指标;并将标准化指标对时间求导,整理得出标准化指标增长率,再次对这一增长率进行修正,进而用于分析中国经济区域收敛性的特征。在样本期内总体来看,我国大部分省份经济发展趋势出现变动的年份在 1985 年、1992 年和 2002 年左右,这与我国改革开放以来市场经济调整的步伐基本是一致的。从 1992 年以来我国大部分省份的 \tilde{r}_{it} 序列值逐年趋近于零,意味着我国区域经济体之间差距的变化速度正在逐年减小,具有收敛的趋势。

参考文献

- [1] MANKIWI N G,ROMER D,WEIL D N A. Contribution to the empirics of economic growth[J]. The Quarterly Journal of Economics,1992(4):407-437.
- [2] ISALM N. Growth empirics: a panel data approach[J]. The Quarterly Journal of Economics,1995(11):309-354.
- [3] 魏后凯. 中国地区经济增长及其收敛性[J]. 中国工业经济,1997(3):31-37.
- [4] 张焕明. 扩展的 Solow 模型的应用——我国经济增长的地区性差异与趋同[J]. 经济学(季刊),2004,3(3):605-618.
- [5] 王志刚. 质疑中国经济增长的条件收敛性[J]. 管理世界,2004(3):25-30.
- [6] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京:清华大学出版社,2006:41-43.
- [7] 伍山林. 中国粮食生产区域特征与成因研究[J]. 经济研究,2000(10):38-45.

1984 年 10 月,党的十二届三中全会通过《中共中央关于经济体制改革的决定》,明确指出社会主义经济是公有制基础上有计划的商品经济;1992 年 10 月,党的十四大正式提出了我国经济体制改革的目标是建立社会主义市场经济体制;1997 年 9 月,党的十五大提出建立比较完善的社会主义市场经济体制;2000 年颁布《国务院关于实施西部大开发若干政策措施的通知》;2003 年 10 月党的十六届三中全会明确提出了我国现代化建设区域发展总体战略布局,这就是“实施西部大开发,振兴东北地区等老工业基地,促进中部地区崛起,鼓励东部地区率先发展,形成东中西互动、优势互补、相互促进、共同发展的新格局”。

Analysis on Chinese Regional Economic Convergence through New Perspective

Teng Jiadong, Fan Qingquan

(1. College of Information Engineering, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China;
2. College of Math and Quantitative Economics, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China)

Abstract: In order to eliminate the effects of economic cycle and get the actual GDP series with long-term trend, this paper uses the H-P filtering approach to trend decomposition of GDP series according to each province. To analyze the characteristics of regional convergence, it uses the proportion of each province's actual GDP series divided by the sum of all as a standard indicator, and then calculates the derivative of the standard indicator to get the growth rate of it. To serve the research, it updates the growth rate, which can show regional difference. The conclusion is that, even though the regional difference is changing larger, the speed of the changing rate is slowing down. Actually, there is a trend of convergence since 1992.

Key words: standard indicator; growth rate; H-P filtering; convergence

(上接第 46 页)

机游走。这表明我国大豆批发市场是有效市场。

第二,本文的研究表明,大豆批发价格时间序列的偏度(skewness)为 1.33,峰度(kurtosis)为 4.20,故 RSWP 具有右厚尾特征。自回归模型的 ARCH 效应较大,价格波动具有集群性(表现为 2002 年、2004—2005 年、2007—2008 年价格密集波动,见图 3。GARCH(1,1)模型中 ARCH 项系数为 0.189,表明外部冲击将加大系统的波动性。自回归的根(ARCH 项系数与 GARCH 项系数之和)等于 0.979,其值接近于 1,表明波动持续性较强。

第三,由 GARCH 模型拟合的 DRSWP 序列条件标准差图表明现阶段大豆价格波动有加剧趋势。

参考文献

- [1] 陈永福. 中国食物供求与预测[M]. 北京:中国农业出版社,2004:266.
- [2] 柯炳生. 中国粮食市场与政策[M]. 北京:中国农业出版社,1995:194-209.
- [3] 鲁靖. 粮食经济中的和谐——中国粮食市场与政府宏观政策的耦合[M]. 南京:东南大学出版社,2006:27.
- [4] 卢锋,谢亚. 我国粮食供求与价格走势(1980—2007)——粮价波动、宏观稳定及粮食安全问题探讨[R]. 北京:北京大学中国经济研究中心,2007.
- [5] 余建斌. 中国大豆市场供求及价格研究[D]. 北京:中国农业大学,2006.
- [6] 喻翠玲. 经济全球化下的中国大豆产业:价格、供给与贸易[D]. 武汉:华中农业大学,2006.
- [7] 周应恒,邹林刚. 中国大豆期货市场与国际大豆期货市场价格关系研究——基于 VAR 模型的实证分析[J]. 农业技术经济,2007(1):55-62.
- [8] ENGLE R F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U. K. inflation[J]. Econometrical,1982,50:987-1008.
- [9] BOLLERSLEV T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity[J]. Journal of Econometrics,1986,31:307-327.
- [10] 张晓峒. EVIEWS 使用指南与案例[M]. 北京:机械工业出版社,2007:138-143.

Analysis on Fluctuation Rule of Soybean Wholesale Price in China : Based on GARCH Model

Liu Jiafu, Li Binglong, Zhang Wenli

(College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100193, China)

Abstract: This paper studies the characteristic of the short-term fluctuation of soybean wholesale price with GARCH(1,1) model. The results show that the wholesale price of soybean in China has a tendency of stochastically random walks during 1999-2008. The fluctuation of soybean wholesale price is characterized by the right thick tail and the colony, and it has ARCH effects, and the impulse of fluctuation weakens slowly. Recently, the price fluctuation has a tendency of aggravation.

Key words: soybean wholesale price; price fluctuation; GARCH(1,1) model