

东北三省区域经济增长的趋同性研究

谷国锋, 解瑯卓

(东北师范大学城市与环境科学学院, 吉林 长春 130024)

摘要: 新古典经济增长理论的趋同假说一直是经济学界探讨的热点问题。运用罗伯特·J·巴罗和萨拉-伊-马丁的经典趋同检验模型, 选取1990~2009年的经济数据, 分析探讨了东北三省及其36个城市是否存在趋同现象。结果表明: ① 东北三省经济增长的 σ 趋同与趋异交替出现。② 1990~2009年间东北三省并不存在长期绝对 β 趋同; 在引入固定资产投资率、人口迁移率和地区虚拟变量等控制变量后的回归结果表明, 在1990~2009年间东北三省存在着条件 β 趋同, 但是由于条件 β 趋同意味着各个经济体是向着各自的稳态收敛, 而每个经济体的稳态位置又有所差异, 从长期来看各经济体间的不平等现象会仍然存在, 经济差异也不会很快消失。

关键词: σ 趋同; 绝对 β 趋同; 条件 β 趋同; 东北三省

中图分类号: F127

文献标识码: A

文章编号: 1000-0690(2011)11-1307-06

对于经济增长的研究在20世纪产生了20 a左右的滞期, 于20世纪80年代才重回研究重心, 而真正对于经济增长趋同的研究也是始于此时。威廉·鲍莫尔、罗伯特·J·巴罗、泽维尔·萨拉-伊-马丁、N·格里高利·曼昆等学者对OECD国家、欧洲各国、美国、加拿大和日本各县都做了大量的研究, 得出了经济增长的 σ 趋同、绝对 β 趋同和条件 β 趋同的结论^[1~4]。

1978年改革开放以来, 中国经历了连续30多a的高速经济增长, 各省市之间也产生了巨大的区域经济差异, 吸引了大批的经济增长趋同学者的关注, 并出现了很多有价值的文献资料。对于中国区域经济增长趋同的研究按照 σ 趋同和 β 趋同分类, 区域的划分基本上是4个尺度即全国的省际之间、县域之间、三大地带之间以及单独一省内部的^[5~13]研究。对于全国的省际间的趋同研究表明存在着分阶段的 σ 趋同和 β 趋同, 而对东、中、西三大地区的趋同研究显示三大地带间具有明显的“俱乐部”趋同现象^[14~17]。但是对个别自然条件、社会条件、经济条件相似的省区之间的经济增长差异进行趋同分析的文献较少。无论从自然环境的特点、经济地理特征, 还是从地域联系的历史发展来看, 东北三省作为一个比较完整的地域单元, 尽管

其经济发展存在一定的经济差距, 但也有其内在的发展规律。鉴于此, 本文在借鉴前人研究的基础上, 对东北三省的区域经济增长趋同性进行了较深入的探讨和分析。

1 研究区域与数据来源

1.1 研究区域划分

本文选取了东北三省36个地级市、州、区及以上城市为研究区域(辽宁省的14个地级市及以上城市: 沈阳市、大连市、鞍山市、抚顺市、本溪市、丹东市、锦州市、营口市、阜新市、辽阳市、盘锦市、铁岭市、朝阳市和葫芦岛市; 吉林省9个地级市、州及以上城市: 长春、吉林、四平、辽源、通化、白山、松原、白城和延边朝鲜族自治州; 黑龙江省13个地级市、区及以上城市: 哈尔滨、齐齐哈尔、鸡西、鹤岗、双鸭山、大庆、伊春、佳木斯、七台河、牡丹江、黑河、绥化和大兴安岭地区), 对其经济增长趋同性进行研究。

1.2 数据来源

本文的原始数据主要来自1991~2010年的《辽宁统计年鉴》、《吉林统计年鉴》和《黑龙江统计年鉴》^[18~20]。为保证各年度、各区域之间价格可比性, 本文对原始数据进行了处理和调整, 以消除物价

收稿日期: 2011-01-09; 修订日期: 2011-09-08

基金项目: 教育部人文社会科学研究规划基金项目(11YJA790034)资助。

作者简介: 谷国锋(1966-), 男, 吉林农安人, 博士, 副教授, 主要从事区域可持续发展研究。E-mail: gugf@nenu.edu.cn

上涨等因素的干扰。文中的国内生产总值及人均国内生产总值均为实际 GDP,即对名义 GDP 进行了物价指数修正,统一采用的是全国物价指数,即采用以 1985 年为基期的“居民消费价格指数”计算。需要说明的是 1993 年与 1994 年的《辽宁统计年鉴》中其统计名称为国民生产总值,但其值与 GDP 相同,故采用之。对于个别年份的年鉴没有提供人均 GDP 这一指标,本文的人均 GDP 是通过地区 GDP/地区人口计算所得。

2 东北三省各市间经济增长趋同性分析

2.1 σ 趋同

在经典的趋同性研究中, σ 趋同是关于横截面上的离差。在此意义上,如果离差随时间衰减,则存在趋同^[21]。即 σ 值随时间推移而减小,则存在 σ 趋同,说明区域经济增长差异呈缩小趋势,如果 σ 值增大,则存在 σ 趋异,说明区域经济增长差异呈扩大趋势。其本质就是研究静态的区域差异,在众多的研究中常常采用以下几种指标测度:绝对差异(极值差、标准差)、相对差异(变异系数、基尼系数、加权变异系数和加权离均差系数)。这些方法的繁简程度不同,但基本原理相似。从间接性和可对比性考虑,本文采用标准差与变异系数方法开展研究。

标准差用于计算区域经济增长的绝对差异,其计算公式为:

$$\sigma = \sqrt{\sum_i (Y_i - \bar{Y})^2 / N} \quad (1)$$

式中, σ 为人均 GDP 对数标准差, Y_i 为区域*i*的人均对数 GDP, $\bar{Y}$ 为三省人均对数 GDP 均值, N 为区域个数。

变异系数用于计算区域经济增长的相对差异,其计算公式为^[22]:

$$V_{uv} = \sqrt{\sum_i (Y_i - \bar{Y})^2 / \bar{Y}} \quad (2)$$

图 1 描绘了从 1990~2009 年 3 省实际区域人均 GDP 对数的截面标准差和变异系数。标准差在 1993~1996 年、1999~2004 年间呈下降趋势,分别下降了 0.08 和 0.05。 σ 值减小,存在 σ 趋同,区域经济差异趋于减小。而在 1990~1993 年、1996~1999 年和 2004~2009 年呈上升趋势, σ 值分别上升了 0.06, 0.129 和 0.07。 σ 值上升,存在 σ 趋异,区

域经济差异趋于增大。反映相对差异的变异系数的变化与标准差大体相同,两条曲线具有较高的拟合度。从图中可以看出东北三省的区域经济差异在 2004 年前后有较大变化,自 1992 年邓小平南巡讲话后,东北三省的区域经济差异总体上是趋于下降趋势,发生了 σ 趋同。而自 2003 年 10 月《中共中央国务院关于实施东北地区等老工业基地振兴战略的若干意见》正式出台以来,尽管东北三省又开始了经济高速增长时期,但是可以看到 2004~2009 年三省的区域经济差异却逐渐增大,发生了 σ 趋异。

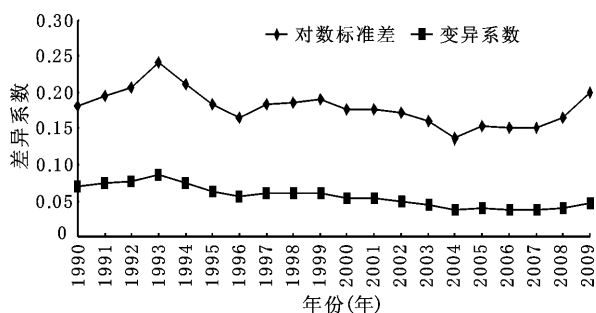


图 1 东北三省 1990~2009 年人均 GDP

对数标准差和变异系数

Fig. 1 The log standard deviation and the coefficient of variation of per capita GDP across three provinces of Northeast China in 1990-2009

2.2 β 趋同

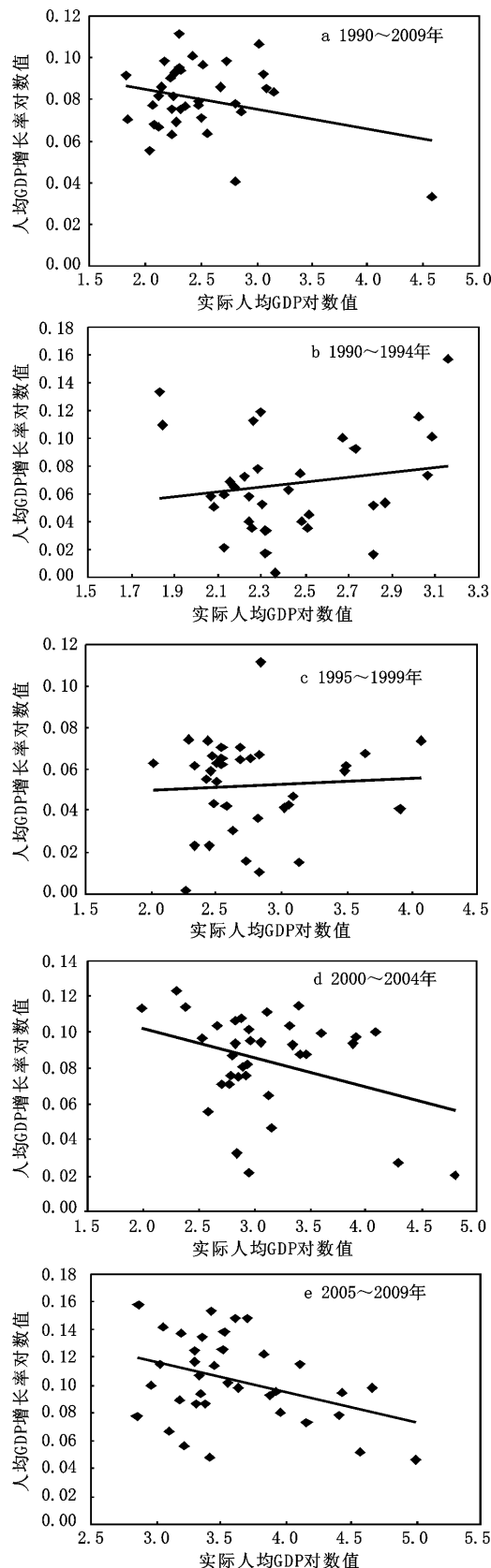
2.2.1 绝对 β 趋同

根据巴罗与萨拉伊马丁对绝对 β 趋同所下的定义^[21]:如果贫困的地区经济增长快于富裕地区,即实际人均 GDP 的平均年增长率与初始时期的实际人均 GDP 存在着负的相关关系,那么就存在着绝对 β 趋同。本文通过散点图查看 1990~2009 年间东北三省各市间的区域经济增长率和初始经济水平存在的相关关系,然后再运用巴罗和萨拉伊马丁经典的绝对 β 趋同回归模型^[23]进行检验。

$$\gamma_{i(t,t+T)} = \alpha - \beta \text{Log} y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中, $\gamma_{i(t,t+T)}$ 为区域*i*从时间*t*至*t+T*之间*T*时间段年均经济增长率, α 为常数项, β 为收敛速率(相关系数), y_{it} 为区域*i*期初实际人均 GDP, ε_{it} 为误差项。如果 $\beta > 0$,表示存在着负的相关关系,地区经济增长趋于绝对 β 趋同。

图 2 以各市实际人均 GDP 作为测量指标,对各市不同时期的经济增长率进行了测算,首先是

图2 绝对 β 趋同散点图Fig. 2 Scatter diagram of the absolute β -convergence across cities from 1990 to 2009

1990~2009年20 a间的经济增长率,其后的时间长度为5 a。增长率的测算公式为:

$$\gamma_{i(t,t+T)} = \text{Log}(y_{i(t+T)}/y_{it})/T \quad (4)$$

式中, y_{it} 与 $y_{i(t+T)}$ 分别为区域 i 期初与期末的实际人均GDP。

从图2中可以直观看出,只有2000~2004年和2005~2009年间各市初始经济水平和经济增长率之间存在着较明显的负相关关系,即初始经济水平低的各市经济增长率要高于初始经济水平高的各市的经济增长率,即存在着绝对 β 趋同。而其他时段的初始经济水平和经济增长率之间并没有存在着较明显的负相关关系,所以也没有显示出明显的绝对 β 趋同。

利用公式(4)对东北三省的36个市、州、区进行分时段回归计量(表1)。以增长率为被解释变量,初期人均GDP为唯一解释变量,检验1990~2009年20 a间的绝对 β 趋同。根据模型如果 $\beta > 0$,且通过统计检验,则存在绝对 β 趋同,如果 $\beta < 0$,则不存在绝对 β 趋同。

表1 对东北三省各市的人均GDP回归结果

Table 1 The results of absolute β -convergence test across cities in three provinces of Northeast China

时 期	截距项 α	系数 β	R^2	DW值	F值
1990~ 2009年	0.103 (7.316)	0.009 (1.674)	0.076 [0.049]	1.639	2.803
1990~ 1994年	0.021 (0.478)	-0.019 (-1.065)	0.034 [0.004]	1.972	1.135
1995~ 1999年	0.043 (1.863)	-0.003 (-0.374)	0.004 [-0.026]	1.426	0.14
2000~ 2004年	0.19 (7.733)	0.028 (3.598)	0.276 [0.254]	1.806	12.94 2
2005~ 2009年	0.181 (5.42)	0.022 (2.353)	0.14 [0.115]	1.669	5.538

注:表中()内的值为截距项和系数估计值各自的 t 统计检验值,[]中的为调整后的决定系数。 DW 为Durbin和Watson提出的 DW 残差序列相关性检验, F 为方程的显著性检验。

从系数估计值符号来看1990~2009年、2000~2004年和2005~2009年间,系数估计值大于零,而1990~1994年和1995~1999年间的系数估计值小于零,但从 t 统计量和 F 统计量来看,仅有2000~2004年和2005~2009年间两个时段显著,拟合优度较高,这与散点图得出的结论一致,只有

这两个时间段存在着较弱的绝对 β 趋同。由于绝对 β 趋同只考察经济的增长率,以2000年为初始期至2009年这个时段尽管存在着较弱的绝对 β 趋同,但由于基期的经济水平相差较大,还不足以说明各市的经济差异正在缩小,并且绝对 β 趋同关注的重点是长期的经济发展趋势,所以1990~2009年从整体上说还不存在着明显的绝对趋同。

2.2.2 条件 β 趋同

条件 β 趋同放弃绝对 β 趋同的各个经济单位具有相同结构的假设,在现实世界中,每个经济体可能在人口增长率、资本储存率以及技术水平等各方面是不同的,由此就意味着各个地区具有不同的稳态。所以条件 β 趋同即是可能的影响变量引入到绝对 β 趋同模型(3)中再次进行考察。

虽然条件 β 趋同检验比绝对 β 趋同检验更加接近现实并且更具有说服力,但是由于影响经济增长的变量非常复杂,导致各种影响因素都可加入模型做控制变量,使得条件趋同模型可以无限制的扩展,而这样做的后果就是不利于发现影响经济增长的本质因素。鉴于此,本文回归到新古典增长的Solow模型提出的影响经济增长的本质因素,即劳动力、资本和技术,将其作为控制变量。人均GDP的初始水平和时段划分与绝对 β 趋同检验时所用相同。

资本存量由于中国并没有相关的统计数据,本文使用固定资产的投资比率 $TZBL$,36个城市的真实(私人加公共)固定投资对真实GDP的比率分为4个时段的平均值作为控制变量加入到回归方程中。

技术水平是一个难以测量的变量,而在东北三省各项大致相同的初始水平来说,可以假设初始技术水平和技术增长率是相同的,即使初始水平不同,也可以假设技术增长率是相同的。而对

技术进步的各种假设或限制,在模型中也只是表现为各市的回归方程的截距项或是斜率的差异,而这不影响对于趋同与否的回归。

对于人口方面的变量设定,本文采用巴罗和萨拉伊马丁(2000)^[13]采用的人口迁移 $RKQY$ 指标,即在 t 到 $t+T$ 时期进入36个城市净移民流(每期间人口的变动减去出生数加上死亡数计算得来)比上 t 时刻各市的人口作为净移民率进入到回归方程中。因此采用的回归模型为:

$$\gamma_{i(t,t+T)} = \alpha - \beta \text{Log} y_{it} + \beta_1 TZBL + \beta_2 RKQY + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中 β_1 与 β_2 分别为投资变量($TZBL$)和人口迁移($RKQY$)的相关系数,其余变量同模型(3)。

由于辽宁省为沿海省区,吉林省和黑龙江省属于内陆省区,为了反映地区因素对于经济增长差异造成的影响,考虑地区固定效果的影响,在模型(6)中引入地区虚拟变量 $AREA$,辽宁省的城市用1表示,吉林省和黑龙江省的城市用0表示,则回归模型表示为:

$$\gamma_{i(t,t+T)} = \alpha - \beta \text{Log} y_{it} + \beta_1 TZBL + \beta_2 RKQY + AREA + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

从表2中的回归结果可以看到,在控制了其他变量之后,初始年份(1990年)的人均GDP的系数大于零,这实际上就是有条件的 β 趋同。而作为控制变量,各地区的投资比率和人口迁移率的系数也都是大于零的,这说明两者从不同的角度对经济增长率产生了积极的影响。这与理论的预期也是一致的。加入了地区虚拟变量的模型(6)的回归结果表明,考虑了沿海和内陆两类地区的固定效果,实际上放松了相同截距的假设后,模型的拟合程度有所提高(R^2 从原来的0.352提高到了0.510),这说明与内陆城市相比较,沿海省区的城市更加容易达到趋同。从回归结果中也可以看到地区虚拟变量的加入显著的提高了模型的拟合程度,这说明还有其他的影响经济增长趋同的因素没有能

表2 对东北三省各市1990~2009年的条件 β 趋同回归结果

解释变量	模型(5)		模型(6)	
	系数	t 值	系数	t 值
初始人均GDP	0.0091	1.7677	0.011	2.2785
投资比率	0.0503	1.3213	0.011	2.885
人口迁移	0.0173	2.7829	0.019	3.431
地区虚拟变量	—	—	0.015	2.8343
截距项	0.0877	5.0784	0.097	6.1721
模型拟合检验值	$R^2=0.3529$	Adjust $R^2=0.281$	$R^2=0.5056$	Adjust $R^2=0.4296$
	$DW=1.8183$	$F=4.9077$	$DW=2.4686$	$F=6.6479$

够在模型中予以反映。

综观以上分析,可以看出中国的区域发展战略对于区域经济增长的加速有着直接的推动作用,这也直接导致固定投资等政策倾向性较高的与经济增长相关的因素发挥推动经济增长的效用,但也要看到同样的政策对于沿海省份的推动作用明显强于内陆省区。由于良好的区域经济政策正式颁布,东北三省这个传统的经济发达地区在全新历史时期改造升级,实现东北地区区域经济的再次腾飞。同时战略的实施又使东北三省的固定资产投资比率明显增高,这不仅加快了东北三省经济的增长而且使3省各自内部的区域经济差异明显缩小,但同时又由于投资比率的不同又加大了3省省际间的差异。尽管人口迁移在各地的条件 β 趋同和减少经济差异方面呈正向关系,但这种作用及其微小。

3 结论

1) 通过对东北三省经济增长差异的绝对差异和相对差异的计算得出 σ 趋同与趋异是交替出现的,呈明显的非线性特征。东北三省在1990~2009年间不存在长期 σ 趋同或趋异,而是存在着分阶段的趋同和趋异现象。1993~1996年、1999~2004年间存在 σ 趋同,在1990~1993年、1996~1999年和2004~2009年存在 σ 趋异。

2) 对于 β 趋同又分为绝对 β 趋同和条件 β 趋同进行研究,得到的结果是:① 尽管绝对 β 趋同检验模型的 β 系数为正,但是模型的拟合检验值没有通过,所以说东北三省并不存在长期绝对 β 趋同。② 分别引用条件 β 趋同的加入和取消地区虚拟变量的模型进行检验发现,初始人均GDP的系数和控制变量的系数都大于零,并且通过了模型的拟合检验,说明在1990~2009年间东北三省存在着条件 β 趋同,但是由于条件 β 趋同意味着各个经济体是向着各自的稳态收敛,而每个经济体的稳态位置又有所差异,所以从长期来看各经济体间的不平等现象会仍然存在,经济差异也不会很快消失。

3) 1990~2001年东北三省内部经济差异总体呈扩大趋势,而省际间经济差异呈缩小趋势;而相反在2001~2009年东北三省内部经济差异缩小,省际间经济差异逐渐扩大。在1990~2009年间省区内部经济差异是总体经济差异变化的主要决定因素,二者之间有着共同的变化趋势。

参考文献:

- [1] William Baumol. Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show [J]. American Economic Review, 1986, 76(5): 1072-1085.
- [2] Robert J Barro, Xavier Sala-i-Martin. Convergence [J]. The Journal of Political Economy, 1992, 100(2): 223-251.
- [3] Gregory N Mankiw, David Romer, David N Weil. A contribution to the empirics of economic growth [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1992, 107(2): 407-437.
- [4] Robert J Barro, Xavier Sala-i-Martin, Olivier Jean Blanchard, et al. Convergence across states and regions [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1991, (1): 107-182.
- [5] Chen Jian, Fleisher B. Regional income inequality and economic growth in China [J]. Journal of Comparative Economics, 1996, 22: 141-164.
- [6] 林毅夫, 刘明兴. 中国的经济增长收敛与收入分配 [J]. 世界经济, 2003, (8): 3~14.
- [7] 李小建, 乔家君. 20世纪90年代中国县际经济差异的空间分析 [J]. 地理学报, 2001, 56(2): 136~145.
- [8] 孙姗姗, 朱传耿, 李志江. 淮海经济区经济发展差异研究 [J]. 地理学报, 2009, 64(8): 924~934.
- [9] 王启仿. 中国区域经济增长收敛问题的论争 [J]. 财经理论与实践, 2004, 25(129): 7~10.
- [10] 徐现祥, 舒元. 物质资本、人力资本与中国地区双峰趋同 [J]. 世界经济, 2005, (1): 47~57.
- [11] 陈洪安, 李国平. 中国省际经济差异的变迁——1978~2007年 [J]. 上海财经大学学报, 2009, 11(6): 82~88.
- [12] 谷国锋, 张晶. 吉林省区域经济增长的趋同性研究 [J]. 经济地理, 2010, 30(7): 1085~1090.
- [13] 陈修颖. 1990年以来浙江沿海区域差异及其成因分析 [J]. 地理科学, 2009, 29(1): 22~29.
- [14] 魏后凯. 论中国区际收入差异的变动格局 [J]. 经济研究, 1992, (4): 61~65.
- [15] 林毅夫, 蔡昉, 李周. 中国经济转轨时期的地区差距分析 [J]. 经济研究, 1998, (6): 3~10.
- [16] 蔡昉, 都阳. 中国地区经济增长的趋同与趋异——对西部开放战略的启示 [J]. 经济研究, 2000, (10): 30~37.
- [17] 沈坤荣, 马俊. 中国经济增长的“俱乐部收敛”特征及其成因研究 [J]. 经济研究, 2002, (1): 33~39.
- [18] 辽宁省统计局. 辽宁统计年鉴 [M]. 北京: 中国统计出版社, 1991~2010.
- [19] 吉林省统计局. 吉林统计年鉴 [M]. 北京: 中国统计出版社, 1991~2010.
- [20] 黑龙江省统计局. 黑龙江统计年鉴 [M]. 北京: 中国统计出版社, 1991~2010.
- [21] 罗伯特·J·巴罗, 萨拉-伊-马丁著. 经济增长 [C]. 何晖, 刘明兴译. 北京: 中国社会科学出版社, 2000.
- [22] 杨开忠. 中国区域经济差异变动研究 [J]. 经济研究, 1994, (12): 28~33.

Convergence of Regional Economic Growth Across Three Provinces in Northeast China

GU Guo-feng, XIE Lang-zhuo

(College of Urban Environmental Sciences, Northeast Normal University, Changchun, Jilin 130024, China)

Abstract: The empirical research on economic growth has always been a critical issue for economists. The convergence hypothesis of the neoclassical economic growth theory states that there is a negative correlation between GDP growth rate and ratio of initial capital labor. Thus the poor regions tend to grow faster than the rich ones. This empirical observation has been a very debatable economic issue among the economists. Some economists have come to the conclusion that there are both convergence and divergence according to empirical study conducted in various regions. First, this paper states and interprets the concept about σ -convergence, absolute β -convergence, conditional β -convergence and the interaction among of them. Second, through Barro and Sala-I-Martin convergence inspection model, this paper seeks to find whether the convergence forecasted by the neoclassical growth theory really exists across three provinces (Liaoning Province, Jilin Province and Heilongjiang Province) and their 36 cities in Northeast China, based on the data of the provinces from 1990 to 2009. The following conclusions are observed: 1) The σ -convergence existed in the periods of 1993-1996 and 1999-2004 with the divergence in the periods of 1990-1993, 1996-1999 and 2004-2009 by turns. 2) The absolute β -convergence did not exist in the period of 1990-2009, but the conditional β -convergence was proved to exist from 1990 to 2009 after introducing the rate of fixed asset investment, the net migration rate of population and the region virtual variable. The conditional β -convergence means that economic growth converges towards the steady state. It follows then that the economic disparities do not disappear rapidly across economic regions even though the conditional β -convergence exists.

Key words: σ -convergence; absolute β -convergence; conditional β -convergence; three provinces in Northeast China