

扩展的 Solow 模型的应用

——我国经济增长的地区性差异与趋同

张焕明*

摘要 本文的结论与一些学者使用看似完美的结构主义的经济增长模型的结果不尽相同。从实证的角度给出不同回归方法对 Panel Data 模型回归结果的不同影响。本文力图说明以下两点：一是 SGMM 法估计扩展的 Solow 模型是有效的，而科学合理的方法是获得正确结论的前提；二是模拟的结果表明我国三个经济带之间的经济增长的趋同性较小，而经济带内存在俱乐部趋同现象。分析了消费水平与经济增长惯性的地区差异性对我国经济增长趋同性的影响。指出了西部大开发中人力资本比物质资本更有效。

关键词 经济增长，趋同，Solow 模型

一、引言

利用 Theil Entropy 和 Gini Coefficient 对我国经济增长的地区性差异的研究表明，近年来我国人均 GDP 的地区性差异，比较突出地表现在东、中、西部三类地区之间，而同一地区内部省际之间的人均 GDP 的差异呈下降的趋势（林毅夫等，1998；蔡昉等，2000）。按照新古典增长理论的解释：资本报酬具有递减的性质。经济较发达地区的资本投入比不发达地区大，其资本报酬的增长速度要小于经济不发达地区资本报酬的增长速度。可以预见在足够长的时期内不发达地区的经济发展水平将赶上发达地区。换言之，一个地区的人均 GDP 的增长速度与其人均 GDP 的起始水平存在负相关关系。经济增长理论把这种可能的现象叫做经济增长的趋同（convergence）。一些经济学家利用跨国或跨地区的数据，运用动态 Panel Data 模型来尝试验证是否存在经济增长率或收入水平的趋同。通过对 OECD 国家、美国国内各州、日本国内各县以及欧洲一些地区的初始人均收入与随后的增长率之间关系进行检验，都发现有明显的趋同现象（Sala-i-Martin，1997）。将较发达的国家与较贫穷的非洲国家放在同一计量模型中，并以一哑变量来表示其类型，结果发现哑变量的系数为负数，说明发达国家与贫穷国家的经济增长并不存在趋同规律（Barro，1997；Levine *et. al.*，1992；Sala-i-Martin，1997）。一些学者给出的

* 西安交通大学经济金融学院。通讯地址 张焕明 安徽财贸学院统计系 233041 电话 (0552) 3118801；E-mail auai@eyou.com。感谢匿名审稿人及姚洋对本文所提出的修改意见，当然文责由作者承担。

解释是：资本报酬递减的性质往往受制于某些因素的影响，如市场化水平等。在我国，西部地区的市场化程度较低，其资本投入的报酬并不高于中部地区和东部地区（王成岐等，2002），一些学者断言我国经济增长不存在地区性趋同，但未能用经济计量模型来证明此解释。

上述文献中应用的计量模型的共同缺点在于：没有考虑到缺失数据的影响和回归变量的内生性。这样导致了用 Ordinary Least Squares 或 Within Groups Estimation 来求解动态的 Panel Data 模型，回归方程的系数是有偏的。本文将采用最新的 SGMM 法（System Generalized Method of Moments）来估计我国地区经济增长模型的回归系数。SGMM 法可运用 EViews、GAUSS 或 STATISTICS 等软件来辅助完成。具体分成两步来完成：一是用 SGMM 法估计回归方程的系数，并计算样本残差；二是以东、中、西部地区作为哑变量，用 OLS 法对残差项进行回归。从第二步的回归方程可以判断哑变量对经济增长地区性差异的影响作用，而这一影响从第一步的回归方程中没有得到体现。在分析相关文献所提供的方法的基础上，本文力图用合理的模型与方法来分析我国经济增长地区性差异与趋同的特征。

本文的结构安排如下：第一部分为引言，提出问题并概述相关文献。第二部分介绍扩展的 Solow 模型的形式。第三部分分析不同回归方法对各变量的系数的准确性的影响作用。第四部分介绍本文定义的样本空间和选择的数据。第五部分是对我国经济增长地区性差异与趋同的实证分析结果，并从经济增长的惯性与消费水平两方面给出的新解释。最后为结束语。

二、模 型

在 Solow 模型中，报告期的单位劳动产出 $y(t)$ 依赖于以下几个变量：基期的单位劳动产出 $y(0)$ 、基期的技术水平 $A(0)$ 、技术进步率 g 、储蓄率 s 、劳动人口增长率 n 、折旧率 δ 、资本额的产出弹性或其在产出中的贡献份额 α 、增长趋同系数 λ 。因为在模型分析中，高储蓄率意味着高投资率，所以高储蓄率对单位劳动产出有正的影响；而劳动人口增长率、折旧率对技术进步率有冲减的作用，因而对单位劳动产出起负的作用。一般 Solow 模型的形式如下：

$$\begin{aligned} \ln y(t) - \ln y(0) = & -(1 - e^{-\lambda t}) \ln y(0) + (1 - e^{-\lambda t}) \ln A(0) \\ & + gt + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln s \\ & - (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta), \end{aligned} \quad (1)$$

在扩展的 Solow 模型中，加入了人力资本变量，其形式为：

$$\ln y(t) - \ln y(0) = -(1 - e^{-\psi t}) \ln y(0) + (1 - e^{-\psi t}) \ln A(0)$$

$$\begin{aligned}
 &+ gt + (1 - e^{-\psi t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln s_k \\
 &+ (1 - e^{-\psi t}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln s_h \\
 &- (1 - e^{-\psi t}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta), \quad (2)
 \end{aligned}$$

式中 S_k , S_h , 分别为总投资中用于物质资本和人力资本的份额; β 为 人力资本的产出弹性; ψ 为经济增长的趋同系数。Mankiw、Romer 和 Weil (1992), Caselli、Esquivel 和 Lefort (1996), Islam (1995) 等利用式 (1)、(2) 对不同国家和地区的经济增长趋同性做过实证研究。丁琳等 (1998) 在分析 Solow 模型的基础上, 应用 Baumol 模型采用截面数据对我国经济增长的地区性趋同作了简洁分析。蔡昉等 (2000) 利用某种类似的模型对我国经济增长省际趋同性作了实证分析, 而王成岐等 (2002) 利用结构主义的增长方程分析了外商直接投资对我国地区经济增长的差异性的影响。本文主要利用式 (2) 对我国经济增长的地区性趋同性, 东中西部地区对全国经济增长的趋同性的影响作实证研究。

考察一段时期内经济增长的地区性差异必然包括截面数据 (Cross Section Data) 和时序数据 (Time Series)。一种常用的简单的处理方法是对时序数据求平均值, 这样模型中只包括截面数据, 如 Mankiw、Romer 和 Weil (1992) 就是对 25 或 30 年的时序数据求平均值。丁琳等 (1998) 所采用的模型中的数据为 1952—1995 年间的各指标值的平均增长率。这种处理方法的缺点是: 对时序数据取平均值剔除了数据随时间变化的有用信息; 会产生因数据缺失的估计误差; 解释变量的内生性。因此本文采用 Dynamic Panel Data 模型, 即在式 (2) 中既包括截面数据, 又包括时序数据。以前的文献中, 提出用 Dynamic Panel Data 模型来修正截面数据模型的估计误差的学者有 Caselli、Esquivel 和 Lefort (1996), Islam (1995) 等。

三、方 法

Dynamic Panel Data 模型的估计方法有 OLS、IV (Instrument Variable)、WG、GMM 等。而 GMM 法包括 DGMM (Differenced Generalized Method of Moments) 法和 SGMM 法 (Arellano, 1991; Blundell, 2000)。由式 (2), 考虑包含缺失数据影响的 Panel Data 模型如下所示:

$$g_{it} = \alpha + \beta y_{i,t-1} + \gamma x_{it} + \eta_{it} + v_{it}, \quad (3)$$

其中, i 表示各省, t 表示各年; g_{it} 为时期 t 内单位劳动产出的平均增长率; $y_{i,t-1}$ 为单位劳动产出的初始水平; x_{it} 为式 (2) 中其他解释变量在时期

t 内的平均水平(或初始值); η_{it} 为缺失数据; v_{it} 为估计误差。由式(2)知, g_{it} 为相邻时期内单位劳动产出的对数值的一阶差分, 则有:

$$y_{it} = \alpha + \beta^* y_{i,t-1} + \gamma x_{it} + \eta_{it} + v_{it}, \quad (4)$$

显然, $\beta^* = \beta + 1$ 。式(4)是实际分析中常用到的模型, 其中 t 定义为较短的时期。本文所作的方法分析也是基于此式。Hsiao 的研究表明, 包含有缺失数据的 Dynamic Panel Data 模型用 OLS 估计, 解释变量的系数不具有无偏性和一致性。滞后变量 $y_{i,t-1}$ 与 η_{it} 有较强的相关性时, 用 OLS 估计的 $\hat{\beta}^*$ 值比实际值偏大, 而用 WG 法估计时其系数比实际值偏小(Nikell, 1981)。由此, 一些学者将以上两种方法估计的 $\hat{\beta}^*$ 值作为 β 的置信区间的临界值。

为了消除某一解释变量与 η_{it} 的相关性对方程的整体拟合性的影响, 通常可以对式(4)进行一阶差分平滑, 即:

$$(y_{it} - y_{i,t-1}) = \beta^*(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \gamma(x_{it} - x_{i,t-1}) + (v_{it} - v_{i,t-1}), \quad (5)$$

式(5)中的一阶差分滞后被解释变量 $(y_{it} - y_{i,t-1})$ 与一阶差分的误差项 $(v_{it} - v_{i,t-1})$ 有较强的相关性, 即使 x_{it} 严格定义为外生变量, 用 OLS 法估计的 $\hat{\beta}^*$ 值不具有一致性。通常可以采用工具变量法, 即找到 $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ 的替代变量, 使得式(5)符合计量模型古典假设的要求。实际上 x_{it} 并不可能都是外生变量, 例如投资额, 上一期的投资额影响本期的 GDP, 而本期的 GDP 又影响本期的投资规模, 投资额与 GDP 之间存在反馈(Feedback)效应。如果假定投资额是可以事先确定的, 其规模不决定于 GDP, 即本期的投资额与本期的 GDP 无关, 可以用滞后一期的投资额作为工具变量(Arellano, Bond, 1991)。

Blundell, Bond (2000) 的研究表明: 当时间序列变量为随机变量时, 一阶或二阶滞后期的工具变量与内生变量之间的相关性较小, 单独用 DGMM 法估计模型会产生有限样本的偏差, 因此提出了 SGMM 法, 即同时估计式(4)(5), 其充分的限制条件是系列 y_{it} 和 x_{it} 的均值不随时间变化。在实证分析中, 可以用过度识别的 Sargan Test 来检验工具变量的有效性, 或者用 Difference Sargan Test 来比较 SGMM 和 DGMM 所估计结果的差异。

在上述模型中还应该考虑一种特殊的变量, 即表示地区性差异特征且不随时间变化的变量。在我国常用东、中、西三大经济带来说明省际代表性的差异。为了进行深入的研究, 我们按经济技术、发展水平和地理位置相结合的原则, 选择人均 GDP、GDP 的增长率、人均教育经费、第三产业产值占 GDP 的比重、市场化水平等指标, 采用模糊聚类法, 将我国分为东部、中部和西部三个经济区域, 其中东部经济带包括: 京、津、辽、冀、鲁、苏、沪、浙、闽、粤、琼等十一个沿海省、市、区; 中部经济带包括: 黑、吉、晋、

皖、赣、豫、鄂、湘等八个省区；西部经济带包括：新、川、渝、藏、滇、青、甘、宁、陕、黔、桂、内蒙古等十二个省、市、区（张焕明，2002）。以 w_i 表示经济带变量，则有：

$$y_{it} = \alpha + \beta^* y_{i,t-1} + \gamma x_{it} + \rho w_i + \eta_{it} + v_{it}, \quad (6)$$

考虑到 w_i 与 η_{it} 、 v_{it} 之间的相关性，可以采用以下步骤来估计模型。首先对不包含 w_i 的式（6）进行估计，得到：

$$y_{it} = \alpha + \beta^* y_{i,t-1} + \gamma x_{it} + \eta_{it}^* + v_{it}, \quad (7)$$

其中， $\eta_{it}^* = \rho w_i + \eta_{it}$ 。用 SGMM 法估计式（7），得到 β^* 和 γ ，并计算残差 v_{it} 。然后用残差项对 w_i 进行回归，即：

$$(y_{it} - \hat{\alpha} - \hat{\beta}^* y_{i,t-1} - \hat{\gamma} x_{it}) = \rho w_i + (\eta_{it} + v_{it}), \quad (8)$$

当 w_i 与 η_{it} 不相关时，式（8）可采用 OLS 直接估计。需要指出的是， η_{it} 只是在理论分析中应该考虑的变量，但由于其是缺失数据，在实际应用中假定其值包括在残差项中。

四、样本和数据

本文所使用的数据来源于《中国统计年鉴》1986—2002 年和《新中国五十年统计资料汇编》。由于模型中包含有基期、报告期及其时期内某一指标的平均值的数据，所以按每三年的相等距离将 1981—2001 年分成七个时间段：1981—1983 年，1984—1986 年，1987—1989 年，1990—1992 年，1993—1995 年，1996—1998 年，1999—2001 年。考虑到数据的延续性和对比性，本文在分析中仍然沿用三十个省市自治区的划分办法，1996—2001 年重庆市的相关数据计入四川省。由于重庆市与四川省同属西部经济带，不影响结论的正确性。

模型中所使用的变量（或指标）说明如下：

Solow 模型中的产出量 $y(t)$ 为强度相对指标，而非总量指标。通常有两种计算方法：人均 GDP 和单位劳动力 GDP。就 Solow 模型分析过程中所使用的指标，单位劳动产出是每个劳动力的平均产出，所以应该用 GDP 除以总劳动人口或从业人数。如 Mankiw、Romer 和 Weil（1992）就用 GDP 除以总劳动人口来计算单位劳动产出。但在实际应用中，人们更习惯直接用人均 GDP 来代替，如 Caselli、Esquivel 和 Lefort（1996），Islam（1995）。我国东部地区经济比较发达，大量剩余劳动力从中、西部地区向东部地区转移，但其户籍所在地并不变，这样如果以人均 GDP 代替单位劳动产出，会扩大中、西部地区的单位劳动产出值而缩小东部地区的单位劳动产出值。本文对两种指标

(变量)分别回归,发现其结果并没有显著性差异,如果能排除对原始数据的准确性的怀疑,可能存在的原因是各地区的人口数与总劳动人口数、从业人数有较强的相关性。为了便于理解和保证数据可靠性,本文所采用的单位劳动产出为以1980年为基期的实际人均GDP(可直接从年鉴中查到)。实际人均GDP的年平均增长率 g_{it} 用实际人均GDP的年平均发展速度减100%计算,而不是用实际人均GDP年增长率的简单或加权算术平均数代替。

在Solow模型中,人均GDP的增长率取决于人均GDP的初始水平、年平均储蓄率、年平均人口增长率(折旧率和技术进步率调整后)以及年人力资本投入量。在本文的实证分析中,人均GDP的初始水平分别为1981年、1984年、1987年、1990年、1993年、1996年、1999年各省的实际人均GDP,用于调整的零售物价指数的基期定在1980年。在代入模型时,对人均GDP的初始水平取自然对数值。

模型中的储蓄率表达的含义是投资规模,因此不能用银行的定期或活期存款的年储蓄率来度量。通常用固定资本存量的增长率来计算(蔡昉等,2000)。但国家统计局并没有资本存量的统计数据,因此只能用年固定资产投资额来折算。而其中两个关键的数据,基期的资本存量和固定资产折旧率,仍然需要估算,这样用年固定资产折算的方法得到的资本存量数据还是不准确。而一些学者习惯于用资本形成总额占GDP的比重,即积累率来表示(Islam,1995;王成岐等,2002)。本文采用积累率指标,其中西藏地区1981—1991年资本形成总额数据缺失,以全社会固定资产投资总额代替。

年鉴中所提供的人口数除了少数年份为人口普查的数字外,其余年份为抽样调查的数据,本年度的人口数为本年末与上年末人口数的简单算术平均数。平均的人口增长率近似反映了一段时期内投入生产活动的劳动力的数量及其变动情况,因此Caselli、Esquivel和Lefort(1996)等直接用总人口数代替总劳动人口数。但总人口数其实更多地反映了消耗生产成果的人口的规模,因此本文用总劳动人口数来表示投入的劳动力的数量,模型中使用的数据分别为1981—1983年,1984—1986年,1987—1989年,1990—1992年,1993—1995年,1996—1998年,1999—2001年的总劳动人口数的年平均增长率。统计年鉴中没有提供技术进步率和折旧率的有关数据,许多学者在分析中忽略了其影响,作为缺失数据不予考虑。Mankiw、Romer和Weil(1992),Caselli、Esquivel和Lefort(1996),Islam(1995)假定技术进步率和折旧率在研究期内为一常数,估计其值为0.05。本文沿用这一假定,用总劳动人口增长率与0.05之和的自然对数值表示 $\ln(n+g+\delta)$ 。

人力资本是人们花费在教育、健康、训练、移民和信息等方面和开支所形成的资本,之所以称为人力资本是因为其与载体间密不可分。目前对人力资本测量的主要方法是用劳动者的人均受教育年限来度量。但这种方法只反映了受到正规教育的劳动者的人力资本,而没有考虑到职业教育、培训等非

正规教育投资所形成的人力资本,同时也未能区分小学、中学、大学等不同层次教育对劳动者素质的提高的不同作用。另一种测量方法是用劳动者接受一定程度的教育所平均花费的社会和个人投资总量,一些学者习惯用国家的人均教育经费投资额来表示人力资本。年鉴中缺少以上两种指标的系统、完整的统计资料。在我国现阶段,教育投资仍以政府投入为主,而民间投资所占的比重较小。在本文的实证分析中,考虑到数据的可靠性和方便性,用各地区财政支出中教育经费所占的比重来表示。

初始的技术水平是一个难以测度的变量。Anke (2002) 在分析非洲国家的经济增长率的趋同性时,假定不同国家的初始技术水平及技术进步率是相同的。Caselli、Esquivel 和 Lefort (1996), Islam (1995) 假定不同国家的初始技术水平不同,而技术进步率是相同的。事实上无论技术开发与推广是否为自发的或要花费较高的成本,从较长的一段时间来看,技术进步率是大致相同的。而对技术进步的种种假设或限制在 Panel Data 模型中只是表现为不同地区的回归方程的截距项或斜率的差异。我们可以通过比较不同形式方程的拟合优度,来选择最合适的方程。

五、实证分析及解释

首先对三十个省、市、自治区的各经济变量的时序数据作一描述性统计分析,可以看出西藏自治区的各经济变量的异常值点较多(数值超过 3δ 的时点数据为异常值点),而常用的插补和修匀的方法不能有效地反映其缺失数据的信息,我们有理由怀疑其统计数据的真实性与可靠性,因此在本文的实证分析中,全国和西部地区的样本均剔除了西藏自治区(通过模型比较证实:剔除西藏自治区的数据后,模型的拟合性较好)。基于式(2),得到回归结果如表1所示。可以看出,模型(3)、(4)、(5)中解释变量 $\ln y_{t-1}$ 的系数通过显著性水平 5% 的 t 检验,说明人均 GDP 的初始水平对人均 GDP 的增长率有负的影响,1981—2001 年我国各地区经济增长有一定的趋同性。物质资本 $\ln S_k$ 、人力资本 $\ln S_h$ 对人均 GDP 的增长率有正的影响,而劳动人口的增长率 $\ln(n+g+\delta)$ 对经济增长率有负的影响。以上结果均符合扩展的 Solow 模型的理论解释。而国内的一些类似研究中,劳动人口增长率对人均 GDP 有正的影响作用(王成岐等,2002)。模型(1)、(5)的结果表明,人均 GDP 增长率的趋同的速度小于 1%,分别为 0.773%、0.874%。而模型(2)、(3)、(4)所显示的趋同速度分别为 1.656%、1.565%、1.431%,但模型(1)、(2)均有变量的系数不能通过 5% 的显著性检验。从 Sargant Test 和 Difference Sargan Test 可知(计算方法见参考文献[3]),用 SGMM 估计比 DGMM 要好一些(GMM 法的使用方法见 *Journal of Business & Economic Statistics*, 2002 年第

20卷,该卷所刊文章均为GMM法在各领域的具体运用)。为消除模型的自相关性,模型(5)中的 $\ln y_{t-1}$ 采用其滞后一期的值作为工具变量,与模型(4)相比,由于使用了工具变量,整体拟合性有一定的提高。通过对五个模型的拟合性的比较,模型(5)的拟合程度最高,其显示我国1981—2001年各省人均GDP增长率的年趋同速度为0.874%。

表1 对全国各省人均GDP增长率回归的结果

	(1) OLS	(2) WG	(3) DGMM	(4) SGMM	(5) SGMM(IV)	(6) Step 2	(7) Step 2
$\ln y_{t-1}$	-0.017636 (-0.832392)	-0.037414 (-1.964578)	-0.035397 (-2.184762)	-0.032424 (-2.847006)	-0.019931 (-2.045493)		
$\ln S_e$	0.235948 (3.390544)	0.103616 (2.216218)	0.102081 (3.060721)	0.074705 (2.918247)	0.103913 (3.650480)		
$\ln S_h$	0.000507 (0.539493)	0.002822 (2.607382)	0.002864 (3.060721)	0.003604 (5.012774)	0.004356 (6.596290)		
$\ln(n+g+\delta)$	-0.091109 (-0.906475)	-0.129687 (-1.480894)	-0.136947 (-3.262866)	-0.120383 (-3.794339)	-0.314861 (-2.890223)		
ψ	0.772756	1.656046	1.565139	1.431491	0.874335		
AR(1)	0.730866 (9.379475)	1.006960 (10.269750)	1.005027 (10.263520)	0.959714 (12.324090)	0.958879 (11.676670)		
AR(2)	-1.115895 (-8.433428)	-0.849697 (-10.429060)	-0.856408 (-12.360240)	-0.853422 (-13.629240)	-0.913966 (-13.067160)		
East						0.040201 (2.18592)	0.030536 (2.55846)
Medium						0.036523 (2.28115)	0.024689 (2.44862)
West						0.031120 (2.27838)	0.018133 (2.99592)
Adjusted-R ²	0.721243	0.647473	0.6499691	0.820155	0.848566		
F-statistic	81.31592	45.07980	54.478370	132.33750	135.48500		
DW-statistic	2.539911	2.186100	2.036606	2.317956	2.3289046		
Sargan Test			0.18	0.44	0.44		
Diff. Sargan				0.92	0.92		

备注:括号内的数字表示系数的 t 检验值; ψ 是由常数项计算的结果;模型(5)表示使用工具变量的回归结果;模型(6)是根据模型(4)的残差对三个经济地带的哑变量分别回归;模型(7)是根据模型(5)的残差项对三个经济地带的哑变量分别回归;样本数均为203。

模型(7)、(8)是在模型(5)、(6)的基础上,加入了虚拟变量 ω_i 后的回归结果,如果将除 ω_i 以外的其他解释变量移项到模型的左边,就相当于模型(5)、(6)的残差项对 ω_i 的回归结果,从中可以看出不同经济带的经济增长率的平均水平对全国经济增长率的影响作用,其中东部地区对全国人均GDP的增长率的影响作用最大,西部地区的作用最小,说明了东部快速的经济增长对全国的拉动效应。蔡昉等(2000)通过Theil Entropy对全国人均GDP的地区差异的分解研究表明:在1978—1998年期间,整体地区差异指标经历了一个先降后升的过程,但东、中、西部内部的差异均呈下降趋势,而地区之间的差异呈快速上升趋势,其对总差异的贡献率由1978年的30.95%上升到1998年的56.29%,20年内贡献率的增长超过了二十六个百分点。经

经济增长的趋同现象分为人均收入水平上的趋同 (δ 趋同) 和经济增长率上的趋同 (β 趋同)。一般来说, δ 趋同是 β 趋同的结果。同时, δ 的趋同通过消费水平的间接作用影响 β 趋同。为了更好地说明不同经济带内各省份之间经济增长率的趋同性, 我们对东、中、西部的经济增长模型按式 (2) 的形式分别回归, 得到结果如表 2 所示。其中东、中部地区因不存在数据缺失而采用 General Least Squares, 西部地区因缺少西藏自治区的资料而采用 SGMM 法回归。模型的结果显示三个地区的人均 GDP 的初始水平 $\ln y_{t-1}$ 的系数为负, 并通过 5% 的显著性水平的检验, 说明三个经济区内的各省的经济增长有趋同的趋势, 其中东部地区的趋同速度为 1.942%, 中部地区的趋同速度为 2.180%, 西部地区的趋同速度为 0.926%。

表 2 对我国东、中、西部地区各省人均 GDP 增长率的回归结果

	东部地区		中部地区		西部地区	
	系数	T 检验值	系数	T 检验值	系数	T 检验值
$\ln y_{t-1}$	-0.045725	-2.107005	-0.051498	-2.359270	-0.021543	-2.205054
$\ln S_g$	0.134151	2.298907	0.093593	2.036618	0.083296	2.943151
$\ln S_h$	0.002454	2.481573	0.002086	2.224109	0.004566	6.971315
$\ln(n + g + \delta)$	-0.168400	-3.019248	-0.189760	-3.533936	-0.355800	-3.078173
ψ	1.941749	—	2.180485	—	0.925665	—
AR(1)	0.987825	9.976108	0.949667	9.713881	0.964607	11.29509
AR(2)	-0.851737	-11.61410	-0.854034	-11.50126	-0.899278	-13.35546
Adjusted- R^2	0.661097		0.683062		0.620436	
F-statistic	47.81662		52.72452		95.07242	
DW. statistic	2.178893		2.264757		2.380917	

综合以上分析, 可以得到如下结论: 从全国范围来看, 各地区经济增长的趋同速度较低, 年趋同速度仅为 0.874%; 东、中部地区内部各省之间存在较明显的趋同趋势, 西部地区内部各省经济增长的趋同速度略高于全国水平。这种从整体处于不同的稳态 (Steady state) 的俱乐部趋同现象, 一直以来是许多经济学者试图解释的“悖论”。通常的分析集中在初始人均收入水平、人力资本禀赋、资源配置效率等几个因素上。比较 1980 年我国不同省份的人均收入水平, 东、中、西部存在较大差异。这直接影响到三类地区之间的投资率和就业率, 以常规方式投入要素的方式影响经济增长率。但从趋同假说来看, 各个地区不同的初始收入水平恰恰是产生趋同现象的原因, 也就是说如果其他条件满足的话, 初始点上人均收入水平应该与后期的经济增长速度呈负相关关系。人力资本禀赋是影响经济增长率的一个重要因素。它对经济增长的重要作用在于以下三个方面: 一是技术进步的源泉; 二是技术进步的催化剂; 三是对经济增长的外溢效应。从表 2 中的回归结果可知, 西部地区人力资本对经济增长率的弹性为 0.004566, 东部地区为 0.002454, 而中部只有 0.002086。而西部地区物质资本对经济增长率的弹性为 0.083296, 中部也仅为

0.093593,而东部地区则为0.134151,显著地高于中、西部地区物质资本对经济增长的弹性。这从侧面印证了一些学者所言(蔡昉、都阳,2000),我国中西部地区经济增长的趋同是以中部的下落为特征的,中部地区这种下落的特征表现在经济要素如物质资本、人力资本等对经济增长的弹性越来越接近于西部地区,而与东部地区的距离逐渐拉大。资源配置效率的差异是影响我国经济增长差异与趋同的又一重要因素。在我国东、中、西部地区之间,改革开放程度、市场化水平存在着差异。1980年以后,我国陆续建立并得到特殊政策支持的经济特区、沿海地区对外开放城市和各种各样的经济开发区,都位于东部沿海地区。而类似的改革开放机会,直到1992年以后才开始向中西部地区转移。这不可避免地导致中西部地区对外开放水平较低,资源配置具有更多传统体制的特征,政府而不是市场在资源配置中长期起主导作用,从而经济效率较低。除以上这几种影响因素之外,本文认为还有两个因素是影响我国经济增长差异的重要原因:一是经济增长的惯性;二是消费水平的地区性差异,近年来我国经济增长速度放慢的重要原因不在于投资而在于消费需求不足。经济增长本身所具有的周期性决定经济增长速度的差异,而我国各地区经济增长的周期不同。

经济保持持续快速增长的趋势,借用动力学的概念,就叫做惯性。但是与物体的惯性由其质量内在决定不同,经济量的惯性主要由外在因素的连贯影响推动,在数学上可以表示其他经济变量的某种级数形式(张守一、张屹山,1998)。促进经济增长的因素包括供给和需求两类,但从长期看,主要是供给因素,而供给量的大小又取决于投资,所以在分析经济增长的推动力量时,通常选用投资作用为主要外生变量。本文选用固定资产投资额作为GDP的影响因素。假设国内生产总值 Y_t 只受一个解释变量,固定资产投资额 X_t 的影响,则有:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \lambda_1 Y_{t-1} + \dots + \lambda_k Y_{t-k} + u_t, \quad (9)$$

对上式进行简化,仅考虑被解释变量滞后一期的影响,并且忽略截距项,得到:

$$Y_t = \beta \sum_{k=0}^{\infty} \lambda^k X_{t-k} + v_t, \quad (10)$$

式(10)中的 $\beta \lambda^k$ 是一个等比数列,它的每一个元素实际上是以 k 为横坐标的龚泊兹曲线的一个对应点的对数值, Y_t 是一个 $\beta/(1-\lambda)$ 次的齐次函数。 $\beta/(1-\lambda)$ 称为被解释变量 Y_t 在 Y_t 和 X_t 二元经济系统中的惯性。显然 $|\beta|$ 和 $|\lambda|$ 越大,经济量惯性越大。在实际应用中,为消除自相关性对式(10)的拟合性的影响,应对变量 Y_t 和 X_{t-k} 取自然对数值。定义样本空间为1981—2001年,计算得到该时期内各省、市、自治区的经济增长惯性如下:

表 3 1981—2001 年我国 29 个省、市、自治区的经济增长惯性

地区	惯性	地区	惯性	地区	惯性	地区	惯性
北京	0.780567	上海	0.875978	湖北	0.841365	陕西	0.891385
天津	0.990025	江苏	0.919222	湖南	0.856487	甘肃	0.922560
河北	0.883802	浙江	0.842659	广东	0.933443	青海	0.804614
山西	0.892605	安徽	0.872560	广西	0.889363	宁夏	0.771066
内蒙	0.851826	福建	0.855266	海南	0.850208	新疆	0.906556
辽宁	0.894104	江西	0.922322	四川	0.930061		
吉林	0.895458	山东	0.878389	贵州	0.638507		
黑龙江	1.013894	河南	0.921295	云南	0.861042		

从表 3 可以计算出: 全国 29 个省、市、自治区的经济增长的惯性的标准差为 0.068250, 标准差系数为 0.077964; 东部地区标准差为 0.051753, 标准差系数为 0.058677; 中部地区标准差为 0.050064, 标准差系数为 0.055504; 西部地区标准差为 0.084363, 标准差系数为 0.099638; 全国的经济增长惯性的差异程度大于东、中部地区, 而小于西部的内部差异。其含义是: 从长期看, 由固定资产投资所推动的经济持续增长的地区性的一致性, 全国的平均差异程度大于东、中部, 而仅小于西部地区内部的一致性。1981—2001 年我国各省、市、自治区的经济增长惯性与 GDP 的平均增长速度的相关系数为 0.153783 (显著性水平为 5% 时, 不能拒绝无相关性的原假设)。而该地区 1981 年的期初人均 GDP 值的相关系数为 0.096341, 说明经济增长的惯性与期初的人均 GDP 之间的相关性较小。此结果为解释经济增长的地区性趋同提供了可能的解释。当然从实证的角度看, 长期内推动经济增长或产品供给总量的因素还包括非固定资产投资, 如人力资本投资等因素。在建立经济增长惯性模型中, 本文只是从理论上着眼于最主要的决定性因素。

短期内, 居民的消费需求是决定可实现的经济总量的主要因素。而居民的收入水平是决定其消费能力的主要因素 (当然还有边际消费倾向、对收入或物价水平的预期等因素)。近年来我国各地区居民人均收入的增长速度差异较大, 发达地区居民收入增长较快, 而落后地区居民收入增长缓慢, 由此消费水平地区性差异在不断扩大。目前研究居民人均纯收入的省际差异的文献较多, 同时一些文献也涉及居民消费水平问题, 但综合研究收入与消费水平的省际差异的论著较少, 且较多使用描述性的统计方法。本文利用 Theil Entropy 来计量东、中、西部地区之间及三大地区内部的居民消费水平的差异程度以及总差异中有多少份额是由东、中、西地区间的差异产生的, 有多少份额是由地区内部差异产生的, 它能够比基尼系数、阿特金森尺度等描述不平等性的指标更好地符合我们的要求。定义样本区间为 1996—2001 年, 计算得到我国居民消费水平地区性差异水平如表 4 所示, 其数值只有相对意义 (Theil Entropy 的计算方法见参考文献 [20])。

表4 1996—2001年我国居民消费水平的地区性差异水平

年份	总差异	地区之间的差异	非地区间的差异	东部地区内部	中部地区内部	西部地区内部
1996	0.005366	0.000740	0.004626	0.007330	0.000646	0.001866
1997	0.004373	0.000572	0.003801	0.005669	0.000768	0.002297
1998	0.004019	0.000384	0.003635	0.004819	0.000927	0.003957
1999	0.004454	0.000543	0.003911	0.005436	0.001617	0.002208
2000	0.003221	0.000341	0.002880	0.003184	0.001729	0.003652
2001	0.003271	0.000349	0.002922	0.003102	0.000864	0.005649

从表4中可看出,各地区居民的消费水平的总差异从1996年到2001年呈下降趋势,由0.005366减少到0.003271,2001年比2000年略有升高。地区间的消费水平的差异变动趋势与总差异的变动趋势相同,由1996年的0.000740下降到2001年的0.000349,其中1999年其差距有所升高;但其差异占总差异的贡献率较低,1996年的贡献率为13.79%,2001年的贡献率为10.69%。非地区间的消费水平的差异变化呈现出逐年下降的趋势,由1996年的0.004626下降至2001年的0.002922;占总差异的比例由1996年的86.21%上升到2001年的89.31%。再看三个经济区内部的情况:东部地区的内部差异六年来呈快速下降趋势,由0.007330迅速下降到0.003102;中、西部地区的内部差异变化有一定的波动性,中部地区由1996年的0.000646上升到2000年的0.001729,而2001年又迅速回落到0.000864,西部地区的内部差异前三年上升,随后1999年、2000年有所回落,2001年又急剧上升。以东、中、西部地区的总收入占全国总收入的比重为权重对地区内部差异的Theil Entropy值加权,可以得到各年各地区内部差异占总差异的贡献率:东部地区1996年的贡献率为77.23%,2001年的贡献率为55.5%;中部地区1996年的贡献率为3.24%,2001年的贡献率为6.82%;西部地区1996年的贡献率为5.75%,2001年的贡献率为27%。显然贡献率均为正值,说明三个地间的内部差异与总差异的趋势是一致的,只是在变动程度上的区别。以上数据表明:东、中、西部地区内部居民消费水平的差异均大于地区之间的差异,地区间的差异、非地区间的差异与总差异的变动方向一致。说明从边际消费倾向上看,各地之间的趋同性较为明显。但受各地投资政策的差异性影响,各地GDP中的积累率与消费率的差异较大,同时就中、西部地区来讲,一些省份的投资政策缺乏连贯性与居民年收入的不稳定性导致GDP中的消费率年波动较大。根据库兹涅茨的观点,可以假定持久收入结构不均等的长期变动特征是:在经济持续增长的早期阶段,收入差距会逐渐扩大,随后经济进入较发达阶段,收入差距会进入一个稳定时期,然后经济发展进入成熟阶段,收入差距又会逐渐缩小。以上数据恰好印证了库兹涅茨的观点。我国地区间、地区内部的消费水平差异主要取决于其收入水平的差异,而边际消费倾向具有趋同性。假定消费水平在短期内决定经济增长水平,也就是消费水

平与经济增长水平正相关,而1996—2001年内全国居民消费水平的差异性大于各地区内部的差异性且存在相同的趋势,那么可以谨慎地得到如下结论:短期内,地区内部经济增长的趋同性大于全国经济增长水平的趋同性;但其趋同路径有相似性。

六、结 束 语

本文的结论与一些学者使用结构主义的经济增长模型的结果有一定的相同点,即认为经济带内部的经济增长的趋同速度较大,不同之处在于本文认为经济带之间的经济增长也存在较小的趋同性。同时本文在模型的解释变量设定与合理解释上与前述文献有很大差异。本文不再单独论述 Solow 模型与其他模型的相似性和优缺点,只是从实证的角度给出不同回归方法对模拟结果的不同影响。本文力图说明以下两点:一是 SGMM 法估计扩展的 Solow 模型是有效的,而科学合理的方法是获得正确结论的前提;二是模拟的结果表明我国三个经济带之间的经济增长的趋同性较小,而经济带内存在俱乐部趋同现象。从物质资本和人力资本对经济增长率的弹性分析,1979—2001年间,我国东、中、西部三个经济区的物质资本的产出弹性均高于人力资本的产出弹性,说明在短期内增加物质资本的投入更有效。但从全国范围来看,物质资本、人力资本的产出弹性在不同地区间还存在相对比较优势的差别,与东、中部地区相比,西部地区人力资本对经济增长率的弹性较大,而物质资本对经济增长率的弹性较小。所以促进西部地区经济的快速增长主要在于增加人力资本投资,而非仅仅单纯地着眼于物质资本的投资。从资源配置效率的帕累托改进上分析,资源应从效率较低的地区向高效率的地区转移。东部地区物质资本对经济增长率的弹性较大,而西部地区人力资本对经济增长的弹性较大,所以投资的方向和规模要以市场为导向,让资源合理地流动,让西部大开发真正走上正确的轨道。

参 考 文 献

- [1] Anke E. Hoeffler, "The Augmented Solow Model and the African Growth Debate", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2002, 64, 135—157.
- [2] Arellano, M. and Bond, S., "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 1991, 58, 277—297.
- [3] Arellano Manuel, "Sargan's Instrumental Variables Estimation and Generalized Method of Moments", *Journal of Business & Economic Statistics*, 2002, 20(4), 450—459.
- [4] Barro, R.J. *Determinants of Economic Growth*. Cambridge: MA: MIT Press, 1997.
- [5] Becker, G., Kevin M. Murphy and Robert Tamura, "Human Capital, Fertility and Economic Growth", *Journal of Political Economy*, 1991, 98, 407—443.

- [6] Blundell, R. and Bond, S., "GMM Estimation with Persistent Panel Data Model: An Application to Production Functions", *Econometric Reviews*, 2000, 19, 321—340.
- [7] Bruce E. Hansen and Kenneth D. West, "Generalized Method of Moments and Macroeconomics", *Journal of Business & Economic Statistics*, 2002, 20(4), 460—469.
- [8] 蔡昉、都阳, "中国地区经济增长的趋同与差异——对西部开发战略的启示", 《经济研究》, 2000年第10期, 第30—37页。
- [9] Caselli, F., Esquivel, G. and Lefort, F., "Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-country Growth Empirics", *Journal of Economic Growth*, 1996, 1, 363—389.
- [10] 丁琳、陈平, "一个中国各地区经济增长的实证研究", 《经济科学》, 1998年第4期, 第46—54页。
- [11] Easterly, W. and Levine, R., "Troubles with the Neighbors: Africa's Problem, Africa's Opportunity", *Journal of African Economies*, 1998, 7, 120—142.
- [12] Freeman, C., "The Economics of Technical Change", *Cambridge Journal of Economics*, 1994, 18, 463—514.
- [13] Islam, N., "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110, 1127—1170.
- [14] Levine, R. and Renelt, D., "A Sensitivity Analysis of Cross-country Growth Regressions", *American Economic Review*, 1992, 82, 218—223.
- [15] 林毅夫、蔡昉、李周, "中国经济转轨时期的地区差距分析", 《经济研究》, 1998年第6期, 第1—10页。
- [16] Mankiw, G. N., Romer, D. and Weil D. N., "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107, 265—297.
- [17] Romer, P. M., "Endogenous Technical Change", *Journal of Political Economy*, 1990, 98, S71—S102.
- [18] Sala-i-Martin, X., "I Just Ran Two Million Regressions", *American Economic Review*, 1997, 87, 178—183.
- [19] 王成岐、张建华、安辉, "外国直接投资、地区差异与中国经济增长", 《世界经济》, 2002年第4期, 第14—23页。
- [20] 张焕明, "我国农村居民消费水平地区性差异的实证分析", 《经济科学》, 2002年第5期, 第72—77页。
- [21] 张守一、张屹山, 《数量经济学导论》。北京: 社会科学文献出版社, 1998年。

The Application of the Augmented Solow Model —Diversities and Convergence among Chinese Provinces

HUANMING ZHANG
(Xi'an Jiaotong University)

Abstract This paper shows the efficiency of SGMM in estimating panel data models and finds that the speed of convergence among Chinese provinces is slow but convergence in each region is rapid, confirming the existence of club convergence. This paper also analyzes the influences of consumption on economic growth. In addition, it shows that different panel-based regression methods turn out different results.

JEL Classification C23, O41, R11