

# 企业市场化、对外开放与中国经济增长条件收敛

汪 锋 张宗益 康继军

(重庆大学经济与工商管理学院 400044)

**摘要：**中国的经济体制改革极大地释放了中国的潜在生产力，促进了经济的持续快速增长。本文在对我国改革开放以来各地区制度变迁进行定量测度的基础上，通过考虑中国各省市非国有经济的发展和对外开放的深化在中国经济增长中的作用来尝试将制度因素引入新古典经济增长模型。使用 Panel Data 固定效应估计方法和动态 Panel Data(一阶差分 GMM)估计方法对我国各省市经济发展差异的原因进行了实证研究，研究发现包括人力资本和制度差异的扩展索罗模型很好地解释了中国地区间的经济发展不平衡现象，在控制了地区间制度差异后可以观测到明显的经济增长条件收敛现象。

**关键词：**经济增长 制度变迁 条件收敛

**基金项目：**

教育部2003年度“优秀青年教师资助计划”项目“制度创新与管理创新对经济增长贡献的理论与量化方法研究”资助。

本文的一个早期版本为北京大学中国经济研究中心经济发展论坛(<http://fed.ccer.edu.cn/>)工作论文 No.FC20050082《制度变迁与中国区域经济发展不平衡》，感谢该论坛提供的交流环境。

**作者简介：**

1. 汪锋，男，重庆大学经济与工商管理学院，博士研究生。通讯地址：重庆大学经济与工商管理学院，邮编：400044，联系电话：13594102661，电子信箱：[wangfeng1982@gmail.com](mailto:wangfeng1982@gmail.com)
2. 张宗益，男，重庆大学经济与工商管理学院，经济学博士，教授，博士生导师。通讯地址：重庆大学经济与工商管理学院，邮编：400044，联系电话：023-65106382，电子信箱：[zhangzy@vip.sina.com](mailto:zhangzy@vip.sina.com)
3. 康继军，男，重庆大学经济与工商管理学院，博士研究生。通讯地址：重庆大学经济与工商管理学院，邮编：400044，联系电话：13368289626，电子信箱：[kangjijun@gmail.com](mailto:kangjijun@gmail.com)

# 企业市场化、对外开放与中国经济增长条件收敛

汪 锋 张宗益 康继军\*

**内容提要** 中国的经济体制改革极大地释放了中国的潜在生产力,促进了经济的持续快速增长。本文在对我国改革开放以来各地区制度变迁进行定量测度的基础上,通过考虑中国各省市非国有经济的发展和对外开放的深化在中国经济增长中的作用来尝试将制度因素引入新古典经济增长模型。使用 Panel Data 固定效应估计方法和动态 Panel Data(一阶差分 GMM)估计方法对我国各省市经济发展差异的原因进行了实证研究,研究发现包括人力资本和制度差异的扩展索罗模型很好地解释了中国地区间的经济发展不平衡现象,在控制了地区间制度差异后可以观测到明显的经济增长条件收敛现象。

**关键词** 经济增长 制度变迁 条件收敛

## 一 引 言

中国从 70 年代末开始进行了由计划经济向市场经济转型的经济体制改革。在改革开放以前,中国是一个封闭的计划经济国家,经济开放程度低,国有经济在经济总体中占的比重高、政府对经济实行的全面管制。改革开放以来,中国的经济改革在由计划体制向市场经济体制的转型过程中,从改革激励机制和提高微观经营效率入手,着眼于新增资源的重新配置,基本形成了一种具有“帕累托改进”性质的渐进式改革道路,取得了持续稳定的经济增长。因此在考虑中国的经济增长问题时需要将制度因素纳入其中。然而关于制度与经济增长关系的研究主要不是在经济增长理论框架下进行的,而是在制度经济学下进行的。在制度经济学家看来,资本的积累和技术的进步都是经济增长本身,而不是经济增长的原因,经济增长的真正原因是制度的变迁。一个制度只有当它能够有效地将经济外部性内部化时,才能够有效地激励经济增长。因此长期增长率的大小是由制度来决定的,用增长理论的概念表达就是稳定增长率应当是制度的函数(North,1981)。

虽然在观念上制度对于经济增长的重要性已经得到了普遍承认,但是制度模型与增长模型仍然是脱节的。制度变量并没有被引进到增长模型中,实际上如果承认制度对经济增长是重要的,那么一个完整的增长理论应当能够将“制度变量”引进到增长模型中,并能够解释制度对长期增长率的影响。本文在对我国改革开放以来各地区制度变迁进行定量测度的基础上,通过考虑中国各省市非国有经济的发展和对外开放的深化在中国经济增长中的作用来尝试将制度因素引入新古典经济增长模型,并以此为基础考察中国各省市经济增长的条件收敛现象。文章的第二部分对已有文献进行一个简单的回顾;第三部分对我国改革开放以来各地区非国有经济的发展和对外开放的深化进行了定量测度,形成了 1978-2003 年中国分省市的企业市场化指数和对外开放指数;第四部分详细的描述了本文所使用的理论模型和数据样本;第五部分使用制度变量扩展的索罗模型进行实证研究,分析造成中国各地区经济发展不平衡的原因;第六部分给出结论和政策建议。

## 二 文献综述

新古典经济增长理论的核心索罗模型认为稳定的或长期的人均收入取决于投资率和人

---

\* 汪锋: 重庆大学经济与工商管理学院 400044 电子信箱: wangfeng1982@gmail.com; 张宗益: 重庆大学经济与工商管理学院 电子信箱: zhangzy@vip.sina.com; 康继军: 重庆大学经济与工商管理学院 电子信箱: kangjijun@gmail.com。

此研究得到了教育部 2003 年度“优秀青年教师资助计划”项目“制度创新与管理创新对经济增长贡献的理论与量化方法研究”的研究资助。

口增长率，投资率越高，经济增长越快，人口增长率越高，经济增长越慢(Solow,1956; Cass,1965; Koopmans,1965)。索罗模型假设边际报酬递减，因此可以证明一个经济体的经济增长率应与其人均国民收入呈负相关关系，即经济增长应具有收敛性。由于世界范围内没有观察到在人均量上穷国必然比富国增长得更快，新古典经济增长理论一度受到质疑。然而，随着 Mankiw(1992)、Barro(1992)等经济学家对新古典经济增长理论的收敛概念的重新解读，经济学家普遍认识到索罗模型中所得出的收敛结论仅仅指各经济体达到其各自的稳定状态，而物质资本、人力资本、人口增长率以及生产效率差异都将影响不同地区经济所能达到的稳定状态。因此，索罗模型并没有预测绝对收敛，而是指出不同地区的经济增长将收敛到各自的稳定状态，即只有在控制了影响收敛的其他因素后才能观测到经济增长的收敛现象，这种现象被定义为“条件收敛”。

随着跨国经济数据的丰富，出现了大量利用跨国数据对索罗模型进行的实证研究。Mankiw 等(1992)使用加入人力资本扩展的索罗模型很好地反映了跨国的经济增长差异，并证明在控制了各国不同的人口增长率、投资率和人力资本水平后，可以观测到索罗模型所预测的经济增长条件收敛现象。巴罗等(2000,pp.12-14)发现尽管在考察全球所有的国家时不能观测到绝对收敛现象，但当考察影响经济发展因素相似的 OECD 国家时则可以观测到明显的收敛现象，并且当控制了造成各国稳定位置差异的变量后，跨国数据能够支持索罗模型中的条件收敛假说。Islam(1995)使用 LSDV 和 MD 两种 Panel Data 方法解决了由于各国生产函数中一些无法测度的差异对经济增长收敛性研究的影响，使用 Mankiw 的扩展索罗模型得到了比 Mankiw 的估计更可靠的结果。同样使用 Panel Data 方法，Knight 等(1993)在将条件收敛的实证研究扩展到发展中国家时选择外贸依存度、政府公共投资指标来理解发展中国家与发达国家的生产效率差异。由于在经济增长收敛性的研究中往往需要将人均产出的滞后阶作为自变量，使用一般的 Panel Data 方法可能会造成估计结果产生偏误，Caselli 等(1996)建议使用 GMM 方法估计动态 Panel Data 模型来解决这一问题。

一国内部由于有统一的市场和自由的劳动力流动，其国内落后地区更容易从发达地区引进技术和资本，发挥本地的比较优势，从而获得较快的发展速度，使新古典经济增长理论所预测的地区间经济增长收敛现象更容易被观测到，巴罗等(2000,pp.366-380)对美国各州、日本各县和欧洲各地区的实证分析均支持这一假设。然而改革开放以来中国地区间的经济差异不断扩大，没有证据显示中国各地区间存在绝对收敛现象。即使是考察条件收敛现象，如果仅仅考虑各地区在物质资本和人力资本上的差异，中国各省市经济增长的条件收敛性也不明显(王志刚，2004)。更多的研究发现改革开放以来中国地区间的经济增长存在着明显的阶段性和区域性，按东中西部划分存在显著的“收敛俱乐部”特征，东中西部地区间的差异日趋扩大(蔡昉、都阳，2000; 沈坤荣、马俊，2002)。

由于仅仅考虑要素投入的差异不能解释中国的地区差异，大量针对中国经济的研究考虑了中国经济转型的以来的特殊性，将多种因素考虑为影响中国地区差异的原因。蔡昉等(2000)的研究表明人力资本、对外开放程度差异和市场扭曲是造成中国地区差异的主要原因；张胜等(2001)认为 1990-1998 年全国范围内拒绝绝对收敛而同期在东中西部内部存在收敛现象，东中西部间的储蓄率、外资流入、人力资本投资与人口增长的差异是造成地区差异的原因；刘强(2001)认为新古典经济增长理论的收敛机制在中国并没有起作用，主要原因是中国大规模的劳动力转移使资本劳动比率并没有出现应有的变化趋势，近年来形成的大规模劳动力的区域间迁移，是中国经济增长收敛机制的重要诱发因素；沈坤荣等(2002)重点考察了工业化进程差异和产业结构的变动对地区经济增长的影响；林毅夫等(2003)强调经济发展战略对于经济增长的影响，中西部地区由于没有充分遵循和利用本地发比较优势，损害了长期的经济增长；马栓友等(2003)利用各地获得的转移支付与其财政总收入的比例衡量转移支付对地区经济收敛的影响；沈坤荣等(2005)重点考察了中国的财政分权制度的影响，并将是否拥有对

外开放优惠政策虚拟变量,市场化水平以及地区虚拟变量纳入实证分析模型中;严冀等(2005)使用中国省级面板数据,验证了经济开放、非国有化、财政改革等经济政策及其相互作用对中国地区经济增长的影响。

这些研究从不同的侧面描述了我 国改革开放进程中各地区的制度变迁在经济发展中所起到的关键作用,只是在如何描述制度差异,以及不同的制度差异如何作用于经济增长等问题上存在较大争议。中国二十多年来由改革开放政策带来的经济高速增长使我们在研究中国经济增长问题时无法回避中国经济体制改革这一制度变迁过程对我国经济增长的影响。

### 三 中国改革开放进程中制度因素的定量测度

中国的经济体制改革主要指自1978年确立改革开放政策以来经济体制逐渐由过去的计划经济体制向市场经济体制转变的过程,这一转变过程不是简单的一项规章制度的变化,而是一系列经济、社会、法律、乃至政治体制的变革。综观20年的改革历程,制度变迁贯穿了整个中国经济发展的始终,并对经济增长起着加速推动作用。在中国这种转型经济国家,经济体制的改革极大的提高了生产效率和资源的使用效率,制度变量可以被看作全要素生产率中除技术进步以外的另一个重要变量。中国改革开放以来的实践为研究制度因素对经济增长的影响提供了可靠的实证基础。

显然,将改革开放二十多年来的各种制度措施进行详尽的描述并逐一测算其对经济增长的作用是一项极端复杂的工作,然而我们可以测度中国的制度变迁的结果即中国的市场化进程而不考察某项具体措施的影响。目前,对中国市场化进程的测度研究已有一些成果,但由于宏观统计数据的限制,主要研究集中于对全国的市场化进程在时间序列上的描述(陈宗胜,1999;金玉国,1998,2001;卢中原、胡鞍钢,1993)。樊纲、王小鲁(2003)运用主成分分析方法将一系列可度量的指标合成为一个可以全面反映中国分省市市场化进程差异的市场化指数,王立平等(2004)使用该指数运用EBA模型发现我国的市场化水平与经济增长具有稳定的“强显著”关系。但是樊纲等人的研究建立在一定的调查数据基础上,无法对改革开放以来的各地区的市场化进程差异进行回顾。本文使用宏观统计数据对1978年以来我国各省市企业市场化和对外开放这两项指标进行测度并以此作为衡量中国制度变迁过程的制度变量。之所以选取这两项指标,一方面是由于企业市场化(即非国有经济的发展)和对外开放程度的扩大是中国经济体制改革进程中影响最为深远的制度变化,另一方面则是因为其他一系列的政策措施如价格体制改革、市场体系的培育、政治体制改革、宏观经济管理体制改革的成果最终都可以反映到民间资本和外国资本积极投资于社会生产领域和市场行为的活跃上来。

由于市场经济本身是一个不断发展、演进、变化着的经济体制,而且各国的市场经济在具体形式上存在着许多差异,很难用一个统一或唯一的标准加以衡量,本文对企业市场化和对外开放的测度主要着眼于各地区在时间维度上的相对进步和与其他地区相比的相对进程,显然使用相对指标只会对计量分析中的系数产生影响,并不会影响实证研究的其他结果。此外,由于中国的经济体制改革在不同时期有不同的重点,评价中国的制度因素变迁的指标体系也会产生相应的调整,但在本文考察的时期内,我们认为中国的企业市场化和对外开放是最重要的制度变迁过程。

企业市场化进程是建设社会主义市场经济体系的重要内容,中国改革开放近30年来非国有经济取得了空前的发展,为建立明确的产权制度,合理界定市场交易主体的权利和责任提供了基础。非国有经济的发展减少了交易摩擦,降低了交易费用,促进了新产品开发,合理的市场竞争体制的建立不仅促进了非国有经济生产效率的提高,而且市场竞争的压力也刺激了国有经济生产效率的提高,有利于国有经济消除其产权制度不明确和缺乏激励约束机制的问题。因此反映非国有经济在国民经济中比重的企业市场化指标是决定地区经济生产效率和衡量制度变迁的合理指标。

由于用单一的指标不能全面的反映企业市场化的发展程度，本文用 4 个分指标来衡量 1978-2003 年中国各地区非国有经济的发展即企业市场化进程  $I$ ，包括非国有经济在工业总产值中的比重  $IVO$ ，非国有经济在全社会固定资产投资中的比重  $IFA$ ，非国有经济在社会消费品零售总额中的比重  $RSC$  和非国有经济就业人数占城镇从业人员数的比例  $NE$ 。具体形成方法是：假设全社会除国有经济以外的经济行为都是非国有经济发生的，则在某一单项指标中，非国有经济占经济总量的比例即为非国有经济在该领域内的发展情况。

$$\text{非国有经济在工业总产值中的比重}(IVO) = 1 - \frac{\text{地区当年国有企业工业生产总值}}{\text{地区当年工业生产总值}}$$

$$\text{非国有经济在固定资产投资中的比重}(IFA) = 1 - \frac{\text{地区当年国有经济固定资产投资总额}}{\text{地区当年全社会固定资产投资总额}}$$

$$\text{非国有经济在消费品零售总额中的比重}(RSC) = 1 - \frac{\text{地区当年国有经济消费品零售额}}{\text{地区当年社会消费品零售额}}$$

$$\text{非国有经济在就业人口中的比重}(NE) = 1 - \frac{\text{地区当年国有经济单位职工人数}}{\text{地区当年从业人员数}}$$

数据来源于《新中国五十年统计资料汇编》和历年中国统计年鉴。由于部分统计口径变动和数据缺失，采用了一些的估计值。全国工业总产值的统计口径 1978-1998 年为全部独立核算工业企业，1998 年以后统计口径改为全部国有及规模以上非国有工业企业，故本文使用的 1998 年以后的全国工业总产值为根据 1998 年比例调整后的数据。由于 1999 年以后没有继续统计国有经济消费品零售总额的数据，我们使用 SAS8.2 软件的时间序列模块预测了非国有经济在社会消费品零售总额中所占比重的趋势。

为了将各分指标合成为一个综合反映企业市场化程度的综合指标，本文采用相对比较法将各个指标数据转化为指数值，即每个指标的评分表示历年各省市在全国范围内该领域企业市场化进程的相对位置，设定在全国范围内指标得分的最大值为 100，最小值为 0（非国有经济发展最好的省比重最大一年为 100，最小一年为 0），并根据各年的得分确定各省市历年在 0 与 100 之间的得分，形成该指标对应的单项指数，再将四个方面的指数按照一定的权重合成一个总的指数。具体计算方法如下：

$$\text{第}i\text{个省第}j\text{个指标得分} = \frac{V_{it} - V_{\min}}{V_{\max} - V_{\min}} \times 100$$

其中， $V_{it}$ 是第*i*省第*t*年指标的原始数据， $V_{\max}$ 是改革开放二十多年来所有年份中各省市某个指标相对应的原始数据中数值最大的一个， $V_{\min}$ 则是最小的一个。分别用  $ivo$ 、 $ifa$ 、 $rsc$  和  $ne$  代表指数化处理后的  $IVO$ 、 $IFA$ 、 $RSC$  和  $NE$  指标值。通过对四方面的指标得分进行加权平均，就可以得到反映非国有经济发展水平的企业市场化指数。

在多因素分析中权重的选取是个难点。由于制度变迁是一个抽象概念，其各组成方面的重要程度很难从经济理论或定性的方面加以判断，为避免主观因素的干扰，本研究采用主成分分析法(Principal Components Analysis)确定权重。主成分分析法在决定变量权重的时候最主要的特点和优势在于客观性：一方面，它给那些存在差异较大的变量赋予较大的权重，对于那些差异较小的变量则赋予较小的权重，从而使最后生成的指数更加能体现差异性。另一方面，主成分分析法适用于处理多重共线性情况，由于各个变量之间存在不同程度的相关关系，主成分分析法可以在尽可能的保留原有数据所含信息的前提下实现对统计数据的简化，达到较为简洁明了的揭示变量间关系的目的。本文所选定的权重为上述各指数评分值序列的第一主成分的相应系数。分别用  $w_1$ 、 $w_2$ 、 $w_3$  和  $w_4$  代表使用主成分分析法生成的各分指标值的权重，企业市场化指数  $I$  可由下面的公式给出：

$$\text{企业市场化指数}(I) = ivo \times w_1 + ifa \times w_2 + rsc \times w_3 + ne \times w_4$$

本文使用类似的处理程序来形成对外开放度指数。中国在改革开放以前是一个相对封闭的国家，1978 年实行改革开放以来，通过积极发展对外贸易和引进外国投资，中国各地区能够学习国际上先进的技术和管理经验，提高生产力水平。由于外国技术和管理经验的引入存在溢出效应，因此加强国际交流不仅对引入技术的中国企业有好处，而且也有利于提高相关企业的生产效率，加强与国外发达国家的交流还有利于劳动力更新劳动技能和知识，提高各地区的人力资本水平。此外，贸易和投资规则与国际惯例接轨对我国由以计划经济为主的经济向市场经济转变起到了很好的导向作用。本文使用进出口额占 GDP 的比重和接受外国投资占 GDP 的比重来衡量中国各地区 1978-2003 年的对外开放程度，具体计算方法为：

$$\text{进出口贸易额占经济总量的比重}(IE) = \frac{\text{各地区当年进出口额} \times \text{当年汇率}}{\text{各地区当年GDP}}$$

$$\text{外商直接投资占经济总量的比重}(FDI) = \frac{\text{各地区当年外商直接投资额} \times \text{当年汇率}}{\text{各地区当年GDP}}$$

将其进行指数化后得到各地区当年  $IE$  和  $FDI$  的相对发展程度指标  $ie$  和  $fdi$ ，即可计算得到地区对外开放指数：

$$\text{对外开放指数}(F) = ie \times w_5 + fdi \times w_6$$

其中： $w_5$  和  $w_6$  为使用主成分分析法生成的权重，计算对外开放指数的数据来源于《新中国五十年统计资料汇编》和各年度中国统计年鉴。以上指标的选取都是基于可获得的中国分省市的历史统计资料，当然，本文设计的测度企业市场化进程和对外开放进程指标体系不可能穷尽中国改革开放以来制度变迁的所有方面，我们能做到的只是反映改革开放以来制度变迁的主要内容。

#### 四 模型和数据样本

在研究地区经济增长问题时，使用 Panel Data 方法估计模型可以控制无法直接观测到的地区资源禀赋等因素对地区经济发展的影响，允许各地区的生产函数有所差异。显然简单的使用横截面回归而忽略这些因素往往造成估计结果的不可靠，而且对地区资源禀赋的测度也存在很大的困难，在本文中假设各省市的地区资源禀赋差异不随时间变化或变动很小，这样就可以使用 Panel Data 方法解决遗漏重要变量的问题，从而得较好的估计结果。

索罗模型(Solow,1956)认为投资率、人口增长率和技术进步率为经济增长的外生变量。假设在一个经济系统中有资本和劳动力两项投入，并且这两者都会得到他们的边际产出，Mankiw(1992)证明人力资本积累同样在经济增长中起决定性的作用，并提出加入人力资本扩展的索罗模型，该扩展模型在随后对经济增长的研究中被广泛引用。本文使用 Mankiw 修正的柯布-道格拉斯生产函数，假设在各经济体  $t$  时刻的产出可表示为：

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta} \quad 0 < \alpha, \beta < 1. \quad (1)$$

其中， $Y$  指产出； $K$  指物质资本存量； $H$  指人力资本存量； $L$  指劳动力； $A$  指广义技术进步，包括技术、制度、资源禀赋、气候等多方面影响生产效率的因素。假设  $\alpha + \beta < 1$ ，该生产函数就假设了规模报酬不变和各项投入品的边际报酬递减。

在该模型中， $A_t L_t$  被定义为有效劳动，即认为广义技术进步通过提高单位劳动的产出来

---

新古典经济增长理论基于以下基本假设：1)完全竞争市场；2)不存在任何交易费用；3)技术是一种无成本的公共物品(Solow,1956)。显然在新古典增长理论中考虑制度因素的影响存在一定的局限性，一方面完全竞争与交易成本为零假设已经排除了制度的影响；另一方面稳态增长率外生的假设也排除了讨论制度对长期经济增长影响的可能性，该假设在中国这个转型经济国家不能完全成立，但作为一个有效的实证分析框架，我们仍然假设上述假设成立，以便分析制度变迁在经济增长中对生产效率提升的作用。

提高整个经济系统的产出，假设经济体中劳动力和技术水平分别以外生的速率  $n$  和  $g$  增长，并考虑各地区对外开放进程和非国有经济发展对广义技术进步的影响，则有：

$$L_t = L_0 e^{nt} \quad (2)$$

$$A_t = A_0 e^{gt} F^\omega I^\theta \quad (3)$$

其中， $n$  为外生的劳动力增长率， $g$  为外生的技术进步率， $F$  为各地区对外开放程度， $I$  为各地区企业市场化程度。本文使用的广义技术进步  $A$  不同于以往研究中所使用的仅由外生技术进步率决定的技术进步，将改革开放以来的制度变迁进程对中国社会生产率的提升作用纳入了经济模型中，其中对外开放指数  $F$  对  $A$  的弹性为  $\omega$ ，企业市场化指数  $I$  对  $A$  的弹性为  $\theta$ 。

假设物质和人力资本积累由以下方程决定：

$$\frac{dK_t}{dt} = s_k Y_t - \delta K_t \quad (4)$$

$$\frac{dH_t}{dt} = s_h Y_t - \delta H_t \quad (5)$$

$s_k$  和  $s_h$  分别指物质资本和人力资本的投资率，即资本形成占产出的比例。 $\delta$  为折旧率，由于无法得到人力资本的折旧率，本文假设人力资本与物质资本有相同的折旧率。

定义  $k = \frac{K}{AL}$  为平均有效劳动力物质资本存量， $h = \frac{H}{AL}$  为平均有效劳动力人力资本存量， $y = \frac{Y}{AL}$  为平均有效劳动力产出水平，则经济系统中  $k$  和  $h$  的动态变化将可由下式表示：

$$\frac{dk_t}{dt} = s_k y_t - (n + g + \delta) k_t \quad (6)$$

$$\frac{dh_t}{dt} = s_h y_t - (n + g + \delta) h_t \quad (7)$$

可以证明在上述经济学动力系统中存在稳定状态，因此，给定投资率、人口增长率、技术进步率以及资本折旧率恒定，一个经济体都会达到其稳定增长路径， $k$  和  $h$  会收敛到它们的稳定状态值，可以从(6)和(7)式推导出经济增长稳定状态的  $k$  和  $h$  为：

$$k^* = \left( \frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \quad (8)$$

$$h^* = \left( \frac{s_k^\alpha s_h^{1-\alpha}}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \quad (9)$$

将(8)和(9)式代入生产函数中并对其求对数，即可得到经济增长达到稳定状态时人均产出的表达式为：

$$\ln(Y_t/L_t) = \ln A_0 + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln s_k + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln s_h - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g+\delta) + \omega \ln F + \theta \ln I \quad (10)$$

该方程表示在经济增长达到稳定状态时人均产出决定于人口增长率和物质资本与人力

---

类似的通过定义广义技术进步来考察制度变迁影响的研究包括：Knight 等(1993) 在研究发展中国家与发达国家的生产效率差异时，选择外贸依存度、政府公共投资指标来扩展索罗模型；在对中国的地区差异的研究中，Li Hong 等(1998)将外商直接投资占 GDP 的比重表示的对外开放指标引入对中国地区条件收敛性的实证研究中；Yao Shujie 等(2001)考查了外贸依存度和交通情况对中国地区差异的影响。

资本的积累率,以及技术和制度的差异。上述方程建立在经济体处于稳定状态或能很快的收敛于稳定状态的假设情况下,然而中国经济很可能并不处于索罗模型所预测的稳定增长路径中,改革开放以来中国经济经历了巨大的结构性变化,决定稳定状态的因素也在不断改变。因此有必要考察经济体向稳定状态转化的动态演进过程,即新古典增长模型预测的经济增长条件收敛现象。在讨论区域间的经济增长时,存在两个收敛的概念,其一是指如果经济落后的地区比经济发达的地区增长得更快,则经济落后的地区就会在人均收入或产量水平的意义上赶上经济发达的地区,该性质对应于收敛的概念,第二种收敛的概念是关于横截面上的离差,如果离差随时间而衰减,则存在收敛,我们称之为收敛。收敛会造成收敛,但该过程往往会被那些提高离差的新的扰动所抵消(巴罗,萨拉伊马丁,2000,P363)。为行文方便,本文中所提到的收敛若不特别指出均为收敛。

本文利用上述考虑制度因素的扩展索罗模型来考察中国各省市经济增长的条件收敛性,假设  $y^*$  是经济体达到稳定状态时的平均有效劳动力产出水平,  $y_t$  是时刻  $t$  的平均有效劳动力产出水平,经济体在稳定状态附近的收敛过程可表示为:

$$\frac{d \ln y_t}{dt} = \lambda (\ln y^* - \ln y_t) \quad (11)$$

其中  $\lambda = (n + g + \delta)(1 - \alpha - \beta)$ , 参数  $\lambda$  定义了收敛的速度。

从式(11)可以推出从  $t_1$  时刻到  $t_2$  时刻:

$$\ln y_{t_2} - \ln y_{t_1} = (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln y^* + (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln y_{t_1} \quad (12)$$

其中  $y_{t_1}$  为期初平均有效劳动力产出水平,  $y_{t_2}$  为期末平均有效劳动力产出水平,  $\tau = t_2 - t_1$  为以年为单位的时间间隔。将稳定态的  $\ln y^*$  的表达式代入,可以得到在索罗模型中,期末人均产出和期初人均产出水平关系的函数关系式,同时考虑一般的 Panel Data 模型形式

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^5 \beta_j x_{it}^j + \eta_i + \mu_i + v_{it}, \text{ 得到:}$$

$$\begin{aligned} \ln(Y_{t_2}/L_{t_2}) &= e^{-\lambda\tau} \ln(Y_{t_1}/L_{t_1}) + (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln s_k + (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln s_h \\ &\quad - (1 - e^{-\lambda\tau}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) + \omega(1 - e^{-\lambda\tau}) \ln F + \theta(1 - e^{-\lambda\tau}) \ln I \\ &\quad + (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln A_0 + g(t_2 - e^{-\lambda\tau} t_1) \end{aligned} \quad (13)$$

其中,  $\eta_i = g(t_2 - e^{-\lambda\tau} t_1)$ , 通常在一国内部技术可以自由流动,并且由于各地区技术进步的差异难于测度,本文假设各地区有相同的外生技术进步率,在取相同的时间间隔时,该项为定值;  $\mu_i = (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln A_0$  表示不随时间变化的地区资源禀赋差异;  $v_{it}$  是随机误差项,其均值为0,且独立于各自变量。在假设  $\lambda > 0, \alpha > 0, \beta > 0, \alpha + \beta < 1$  成立的情况下,上式表明当某地区有较低的人口增长率和折旧率,有较高的物质资本和人力资本投入时,经济发展初始水平高和资源禀赋好的地区就会取得更高的人均产出水平,同样,当弹性  $\omega$  和  $\theta$  均为正时,更高的对外开放程度和企业市场化程度会带来更高的生产效率水平,经济体会得到更高的人均产出水平。在固定的时间间隔中  $\ln(Y_{t_2}/L_{t_2}) - \ln(Y_{t_1}/L_{t_1})$  表示了人均产出的增长速度,因此只要在实证研究中观测到  $e^{-\lambda\tau} < 1$ , 就可以认为观测到了经济增长条件收敛现象。

本文使用中国1978-2003年分省市的数据样本进行研究,在本文的模型中,需要将整个时期分成几个小的时间段。首先要解决的问题是每个时间段合适的长度,由于统计了年度数据,所以最短的时间间隔为一年,但对于研究增长收敛问题一年的时间间隔太短



(Islam,1995)。因此,本文按惯例选择五年作为时间间隔,将1978-2003年分为五个时间段,分别用2003,1998,1993,1988,1983五个时点表示,例如,当 $t=1983$ 时, $t-1=1978$ 。部分省市数据由于历史原因有缺失,本文使用中国除海南、重庆和西藏三省市外的28个省市的统计数据。 $Y$ 为当年产出,用中国各省市1978-2003年换算成2000年不变价的实际GDP表示。 $L$ 为当年劳动力投入,用中国各省市1978-2003年年末从业人员数表示。 $S_k$ 为物质资本的投资率,用当年资本形成总额占GDP的比重表示,在此使用中国各省市在各时间段内物质资本投资率的平均值。 $S_h$ 为人力资本的投资率,由于人力资本本身的特殊性,对其进行定量测度存在较大困难,通常使用反映教育水平的指标作为代替,在本文中根据我们可以获取的数据,沿用Mankiw等(1992)的方法,使用从业人口中接受中学教育人数的比例作为人力资本积累率 $S_h$ 的近似估计,并取各时间段内的平均值。 $n$ 为中国各省市在各时间段内从业人员数的年平均增长率,以上数据全部来自《新中国五十年统计资料汇编》和历年《中国统计年鉴》。

在跨国研究中,由于各国的折旧率和技术进步率不易取得,通常取固定的值 $g + \delta = 0.05$  (Mankiw,Romer,Weil,1992; Islam, 1995; Yao Shujie, Zhang Zongyi,2001)。《新中国五十年统计资料汇编》和《中国统计年鉴》提供了中国各省市历年的全社会固定资产投资总额,从《China's National Income 1952-1995》(Hsueh Tien-tung, Li Qiang,1999)中可以得到1978至1995年的中国各省市资本折旧量,1995年以后的各省市折旧量可由历年《中国统计年鉴》得到,由于各省市投资品价格指数不易取得,所有的计算固定资产投资的数据都用各省市GDP缩减因子折算成1978年不变价;对于中国各省市历年物质资本存量的计算,参考邹至庄(Chow,1993)的数据,其中,他得到1978年全国的资本存量为14112亿元,按惯例(李子奈等,2002)假定流动资金占30%,这样就得到1978年全国的固定资产存量为9878.4亿元。假设各省在1978年有基本相同的资本产出率,可以将1978年全国的固定资产存量按各省市国民生产总值占全国国民生产总值的比重分配到各省市作为各省市初始的固定资本存量,按公式:全社会固定资产总值=上一年固定资产净值+当年固定资产投资额-当年资产折旧额,就可得到各省市历年固定资产存量。而折旧率 $\delta$ 为当年固定资产折旧量除以当年全社会固定资产总值,本文在实证研究中使用了各省市在各时间段内折旧率的平均值。对于技术进步率假设各省市相等,根据李子奈等(2002)的计算结果,中国的资本体现型技术进步与劳动体现型技术进步之和约为0.02,这和Mankiw(1992)根据美国的经验数据得到的值是一致的,因此本文在此也取 $g=0.02$ 这一固定值。制度变量使用本文估算的企业市场化指数和对外开放指数,并使用其在各时间段内的平均值。

## 五 计量检验与结果分析

### (一) 计量检验结果

在上文所描述的模型中用 $u_i$ 代表的地区资源禀赋差异等无法被直接观测到的因素往往也对地区经济增长产生影响,通常可以使用固定效应模型(fix effects model)和随机效应模型(random effect model)这两种Panel Data估计方法对模型进行估计,消除 $u_i$ 对估计结果的影响。固定效应估计法假设 $u_i$ 与自变量相关,如果直接使用最小二乘法估计由于模型存在忽略变量的问题会产生偏误,可以通过给每一个省市安排一个虚拟变量,使用哑元变量最小二乘法(Least Squares with Dummy Variable, LSDV)进行估计。随机效应估计法假设 $u_i$ 是随机分布的,并与自变量严格的不相关,因此可将模型看成有随机截距项的回归方程,使用广义最小二乘法(Generalized Least Squares, GLS)解决误差项中的时序相关问题。为了在固定效应模型和随机效应模型中做出选择,可以使用Hausman检验比较 $u_i$ 是否与自变量相关。在 $u_i$ 与自变量没有相关性的零假设情况下,使用LSDV估计和进行GLS估计都是一致的,但由于LSDV估计损失了很多自由度是低效的。而在备选假设情况下,只有LSDV估计是一致的。因此,

在零假设下固定效应模型和随机效应模型的估计不应存在系统性的差异，Hausman 检验通过检验是否存在系统性的差异来选择使用固定效应模型还是随机效应模型 (Greene,2003,pp.301-303)。

表 1 报告了 LSDV 估计和 GLS 估计的结果，其中模型一为不考虑制度变迁影响的索罗模型的估计结果，模型二和模型三为使用制度变量扩展的索罗模型的估计结果。三个模型的 Hausman 检验均拒绝  $u_i$  与自变量没有相关性的零假设，即应拒绝随机效应模型而选择固定效用模型。

表 1 经济增长与收敛的 LSDV 和 GLS 估计(因变量： $\ln(Y_{t2}/L_{t2})$ )

变量	模型一		模型二		模型三	
	固定效应 (LSDV)	随机效应 (GLS)	固定效应 (LSDV)	随机效应 (GLS)	固定效应 (LSDV)	随机效应 (GLS)
截距项	-0.62 (0.38)*	-0.65 (0.26)**	0.88 (0.47)*	0.94 (0.32)***	0.97 (0.46)**	0.46 (0.27)*
$\ln(Y_{t1}/L_{t1})$	1.05 (0.025)***	1.07 (0.018)***	0.90 (0.039)***	0.90 (0.028)***	0.85 (0.041)***	0.88 (0.025)***
$\ln s_k$	0.33 (0.074)***	0.16 (0.053)***	0.25 (0.07)***	0.13 (0.047)***	0.22 (0.068)***	0.13 (0.040)***
$\ln s_h$	-0.0068 (0.05)	-0.054 (0.036)	0.17 (0.06)***	0.12 (0.043)***	0.17 (0.057)***	0.13 (0.037)***
$\ln(n+g+\delta)$	-0.39 (0.058)***	-0.21 (0.048)***	-0.38 (0.022)***	-0.23 (0.043)***	-0.31 (0.056)***	-0.25 (0.039)***
$\ln F$	——	——	0.10 (0.022)***	0.10 (0.015)***	0.085 (0.022)***	0.062 (0.013)***
$\ln I$	——	——	——	——	0.14 (0.043)***	0.18 (0.023)***
修正 $R^2$	0.99	0.97	0.99	0.98	0.99	0.99
F 值	280.49***	1259.70***	316.40***	1280.90***	333.73***	1530.14***
Hausman Test	$\chi^2(4) = 78.38$		$\chi^2(5) = 57.19$		$\chi^2(6) = 12.58$	

说明：括号内为估计的标准差，上标\*、\*\*、\*\*\*表示在10%、5%、1%的置信度水平下显著。

由于我们使用的模型中包含因变量的滞后项，是动态 Panel Date 模型，对于这类模型无论是 LSDV 估计和 GLS 估计都存在滞后因变量与扰动项相关的问题，因此得到的估计量是不一致的。这使我们必须考虑使用一些比 LSDV 估计和 GLS 估计性质更好的估计方法。通常的解决方法依赖于 IV(Instrumental variable)估计 (Anderson and Hsiao,1981,1982)和 GMM(Generalized Method of Moments)估计(Arellano and Bover,1995;Ahn and Schmidt,1995)。当  $N \rightarrow \infty$  时，在动态 Panel Date 模型中，使用 IV 和 GMM 估计量都是一致的，且服从渐进正态分布。由于 GMM 有效地混合了所有的工具变量，因此它比简单的 IV 方法在渐进意义上更有效(萧政,2005)。本文使用一阶差分 GMM 方法对上述三个模型重新进行了估计。

一阶差分 GMM 方法使用一阶差分方法来消除  $u_i$  的影响，选择因变量的二阶和二阶以上滞后值作为因变量一阶滞后值差分项的工具变量。一阶差分 GMM 估计结果如表 2 所示。表 2 中还报告了估计模型的  $J$  统计量和工具变量秩，以便进行过度识别约束 Sargan 检验，Sargan 检验的零假设是过度识别约束有效， $J$  统计量应该服从  $\chi^2(k-p)$  的分布，其中  $k$  是估计系数的数量， $P$  是工具变量秩。对于模型二和模型三，Sargan 检验在 5%的置信度水平下

接受零假设，过度识别约束有效，因此本文选择的工具变量是合理的。

表2 经济增长与收敛的一阶差分GMM估计(因变量： $\ln(Y_{t2}/L_{t2})$ )

变量	模型一	模型二	模型三
$\ln(Y_{t1}/L_{t1})$	1.06 (0.022)***	0.87 (0.037)***	0.79 (0.038)***
$\ln s_k$	0.34 (0.57)***	0.24 (0.050)***	0.20 (0.043)***
$\ln s_h$	-0.033 (0.038)	0.18 (0.060)***	0.19 (0.053)***
$\ln(n+g+\delta)$	-0.47 (0.039)***	-0.45 (0.045)***	-0.37 (0.040)***
$\ln F$	——	0.12 (0.018)***	0.10 (0.017)***
$\ln I$	——	——	0.16 (0.040)***
修正 $R^2$	-0.09	0.25	0.37
$J$ 统计量	23.38	15.37	15.81
工具变量秩	13	14	15

说明：括号内为估计的标准差，上标\*、\*\*、\*\*\*表示在10%、5%、1%的置信度水平下显著。

对比估计的结果我们发现一阶差分GMM估计的估计结果无论是系数的符号还是大小与LSDV估计的结果差异不大，考虑到GMM估计是大样本估计量，只有当样本很大时，才有可能得到他的良好性质，而本文由于数据限制，只包括了28个省市的数据，因此GMM估计并没有显著改善LSDV估计的结果。

## (二) 进一步的结果分析

模型一给出了不考虑制度变迁影响的基本索罗模型的估计结果，无论在LSDV估计还是在GMM估计中，人力资本积累率的系数均不显著的异于零，人力资本积累在经济增长中的作用并没有得到应有的体现。由于模型一的GMM估计中修正 $R^2$ 为负，本文对模型一的讨论围绕LSDV估计的结果展开。

我们所使用的理论模型不仅给出了那些因素对人均国民收入有影响，而且预测了这些自变量系数的符号和相互关系，为了进一步检验模型的有效性，可以考察自变量系数之间的关系。根据式(13)所隐含的关系，考虑到人力资本积累率没有对人均国民收入产生影响，我们检验是否存在 $\ln s_k$ 与 $\ln(n+g+\delta)$ 的系数符号相反，绝对值相等的关系，在LSDV估计中对该约束条件进行Wald系数约束检验， $P$ 值为0.54，接受 $\ln s_k$ 与 $\ln(n+g+\delta)$ 的系数符号相反，绝对值相等的约束条件。为了检验估计的系数与经济理论是否相符，使用LSDV方法进行受约束的回归：

$$\ln(Y_{t2}/L_{t2}) = -0.43 + 1.04 \ln(Y_{t1}/L_{t1}) + 0.36[\ln s_k - \ln(n+g+\delta)] \quad (14)$$

se                      (0.13)\*\*\*   (0.018)\*\*\*                      (0.043)\*\*\*

$R^2$ 为0.99，修正 $R^2$ 为0.98， $F$ 值为304.32\*\*\*。在该模型中 $e^{-\lambda\tau} = 1.04 > 1$ ，表明即使有相同的人口增长率和资本积累率，人均收入低的省市以后的经济增长率仍将较低，在该模型中中国经济没有表现出如索罗模型所预测的条件收敛现象。此外该模型预测资本对产出的弹性

$\alpha$  为 1.11，表现出资本投入的规模报酬递增，与索罗模型资本投入规模报酬递减的原假设相矛盾。

由于模型一的估计结果与设定模型的经济理论相违背，没有能对中国各地区的经济增长和东中西部地区之间存在的经济发展不平衡给出合理的解释，因此有必要重新考虑改革开放以来中国经济发展的特殊性，使用考虑制度因素的扩展索罗模型来研究中国的经济增长问题。

模型二和模型三为使用制度变量扩展的索罗模型的估计结果，在LSDV估计和GMM估计中，无论单独还是同时引入对外开放指数和企业市场化指数，其系数均为正且显著的异于零，表明制度变迁的确在中国的经济增长中起到了关键的作用。由于模型二和模型三得出了类似的结果，本文重点讨论模型三的经济意义。

模型三的实证结果说明我国各省市不同的人均国民收入增长率取决于各省市不同的经济发展初始水平、物质资本和人力资本投资率、人口增长率、折旧率和用对外开放指数、企业市场化指数表示的制度因素。为了进一步检验模型的有效性，可以考察自变量系数之间的关系，根据式(13)所隐含的关系，检验是否存在 $\ln s_k$ 与 $\ln s_h$ 系数之和与 $\ln(n+g+\delta)$ 的系数符号相反，绝对值相等的关系。在LSDV估计中对该约束条件进行Wald系数约束检验， $P$ 值为0.41，在GMM估计中对该约束条件进行Wald系数约束检验， $P$ 值为0.80，均接受 $\ln s_k$ 与 $\ln s_h$ 系数之和与 $\ln(n+g+\delta)$ 的系数符号相反，绝对值相等的约束条件。为了检验估计的系数与理论是否相符，使用LSDV方法对模型三进行受约束回归：

$$\begin{aligned} \ln(Y_{t2}/L_{t2}) = & 0.67 + 0.86\ln(Y_{t1}/L_{t1}) + 0.17[\ln s_k - \ln(n+g+\delta)] \\ \text{se} \quad & (0.27)^{**} \quad (0.034)^{***} \quad (0.049)^{***} \\ & + 0.15[\ln s_h - \ln(n+g+\delta)] + 0.08\ln F + 0.13\ln I \\ & (0.044)^{***} \quad (0.021)^{***} \quad (0.043)^{***} \end{aligned} \quad (15)$$

$R^2$ 为0.99，修正 $R^2$ 为0.99， $F$ 值为345.16\*\*\*。

使用一阶差分GMM方法对模型三进行受约束回归：

$$\begin{aligned} \ln(Y_{t2}/L_{t2}) = & 0.80\ln(Y_{t1}/L_{t1}) + 0.19[\ln s_k - \ln(n+g+\delta)] \\ \text{se} \quad & (0.026)^{***} \quad (0.031)^{***} \\ & + 0.18[\ln s_h - \ln(n+g+\delta)] + 0.10\ln F + 0.16\ln I \\ & (0.037)^{***} \quad (0.015)^{***} \quad (0.040)^{***} \end{aligned} \quad (16)$$

$R^2$ 为0.40，修正 $R^2$ 为0.37， $J$ 统计量为15.77，工具变量秩为14，Sargan检验的 $P$ 值为0.072，在5%的置信度水平下接受零假设，过度识别约束有效，因此选择的工具变量是合理的。

在估计结果式(15)和(16)中 $e^{-\lambda\tau}$ 均小于1，意味着在剔除人力资本和物质资本投资率、人口增长率、折旧率和用对外开放指数及企业市场化指数表示的制度因素对经济增长的影响后，经济发展初始水平越低的地区的确经济增长越快，中国经济表现出如索罗模型预测的条件收敛现象。从LSDV估计结果中可以得到该方程隐含的 $\lambda$ 为0.030，按此速度消除中国各地区50%初始差距所花的时间即半衰期约为23年，GMM估计的收敛速度 $\lambda$ 为0.045，半衰期约为15年。使用LSDV估计方法，Islam(1995)的实证研究表明不包括产油国和异常样本国家的跨国样本收敛速度 $\lambda$ 分别为0.038和0.044，而OECD国家间的收敛速度 $\lambda$ 为0.091，虽然本文得到的中国的经济增长条件收敛速度低于Islam得到的OECD国家间的收敛速度，但考虑到发展中国家的经济通常距离其稳定状态较远，本文关于经济增长条件收敛性的结论与跨国研究的结论基本吻合。此外，LSDV估计预测物质资本对产出的弹性 $\alpha$ 为0.40，人力资本对产出的弹性为0.31，GMM估计预测 $\alpha$ 为0.33，为0.32，均与物质资本，人力资本和劳动力投入对产出的弹性各占1/3的经验判断比较接近(Mankiw, Romer, Weil, 1992)。

## 六 结论

对经济增长问题的跨国研究由于样本的原因往往难以考虑非国有经济的发展和对外开放政策等制度因素对经济增长的影响,而中国是世界上唯一一个通过渐进式改革成功建立市场经济体制的国家,中国改革开放二十多年来的实践为我们理解制度变迁在经济增长中的作用提供了不可多得的样本。本文在新古典经济增长理论的框架内,使用Panel Data分析方法研究了1978-2003时间段内中国地区经济发展不平衡的原因,考察了中国的制度变迁对经济增长稳定状态和各地区经济增长收敛性的影响。研究表明包括人力资本和制度变量的扩展索罗模型很好的描述了中国各省市经济增长情况,在控制了各省市在人力资本、企业市场化程度和对外开放程度上的差异后,人均收入低的省市将有更高的经济增长率,从而减小与富裕地区的收入差距,中国经济表现出如索罗模型预测的条件收敛现象。因此,人力资本、企业市场化程度和对外开放程度上的差异是我国地区间经济发展不平衡的重要原因,中西部地区由于教育落后,社会主义市场经济体制还未完全形成,使经济发展受到严重的阻碍,无法发挥本地的比较优势实现经济的起飞。本文的实证研究发现具有重要的政策意义,在经过二十几年的快速经济增长后,地区经济发展不平衡已经成为我国重要的社会和经济问题,很可能损害中国未来的可持续发展。研究表明要减小中国东西部地区间巨大的地区差异,关键是要消除东西部地区间存在的人力资本差异和政策制度差异,一方面应加大对西部教育事业的投资,同时应不断深化经济体制改革,建立先进的经济管理体制,鼓励民营经济等非国有经济的发展,积极吸引外资,努力缩小东中西部之间由于政策原因造成的体制差异。

### 参考文献：

- 巴罗,萨拉伊马丁(2000):《经济增长》,(Barro, J. R., Sala-I-Martin, X., Economic Growth, 1995, McGraw-Hill Press), 中译本, 中国社会科学出版社。
- 蔡昉、都阳(2000):《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》第10期。
- 陈宗胜(1999):《中国经济体制市场化进程研究》,上海人民出版社。
- 樊纲、王小鲁、张立文、朱恒鹏(2003):《中国各地区市场化相对进程报告》,《经济研究》第3期。
- 金玉国(1998):《1984-1995年中国经济增长的宏观制度解析》,《统计研究》第5期。
- 金玉国(2001):《宏观制度变迁对转型时期中国经济增长的贡献》,《财经科学》第2期。
- 刘强(2001):《中国经济增长的收敛性分析》,《经济研究》第6期。
- 马栓友、于红霞(2003):《转移支付与地区经济收敛》,《经济研究》第3期。
- 李子奈、鲁传一(2002):《管理创新在经济增长中贡献的定量分析》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》第2期。
- 林毅夫、刘明兴(2003):《中国的经济增长收敛与收入分配》,《世界经济》第8期。
- 卢中原、胡鞍钢(1993):《市场化改革对我国经济运行的影响》,《经济研究》第6期。
- 沈坤荣、付文林(2005):《中国的财政分权制度与地区经济增长》,《管理世界》第1期。
- 沈坤荣、马俊(2002):《中国经济增长的“俱乐部收敛”特征及其成因研究》,《经济研究》第1期。
- 王立平、龙志和(2004):《中国市场化与经济增长关系的实证分析》,《经济科学》,第2期。
- 王志刚(2004):《质疑中国经济增长的条件收敛性》,《管理世界》,第3期。
- 萧政(2005):《动态平行数据模型的有效估计及其在发展中国家FDI分析中的应用》,《经济学报》,第一卷第一辑。
- 严冀、陆铭、陈钊(2005):《改革、政策的相互作用和经济增长——来自中国省级面板

数据的证据》，《世界经济文汇》，第1期。

张胜、郭军、陈金贤(2001)：《中国省际长期经济增长绝对收敛的经验分析》，《世界经济》，第6期。

Ahn, S. C. and Schmidt, P. “Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data”. *Journal of Econometrics*, 68, 1995, pp.5-27

Anderson, T. W. and Hsiao, C. “ Estimation of Dynamic Models with Error Components”. *Journal of the American Statistical Association*, 76, 1981, pp. 598-606.

Anderson, T. W. and Hsiao, C. “Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data”. *Journal of Econometrics*, 18, 1982, pp.47-82.

Arellano, M. and Bover, O. “Another Look at the Instrument Variable Estimation of Error Components Models”. *Journal of Econometrics*, 68, 1995, pp.29-51

Barro, J. R. and Sala-I-Martin, X. “Convergence”, *Journal of Political Economy*, vol.100. Issue 2, 1992, pp.223-251.

Caselli, F., Esquivel G. and Lefort F. “Reopening the Convergence Debate: a New Look at Cross-Country Growth Empirics”, *Journal of Economic Growth*, 1, 1996, pp.363-389.

Cass, D. “Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation”, *Review of Economic Studies*, Vol. 32 Issue 91, 1965, pp.233-240.

Chow, Gregory C. “Capital Formation and Economic Growth in China”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.108 Issue 3, 1993, pp.809-842.

Greene, W. H. “Econometric Analysis”, Prentice Hall Press, 2003.

Hsueh Tien-tung, Li Qiang “China's National Income 1952-1995”, Boulder : Westview Press, 1999.

Islam, N. “Growth Empirics: A Panel Data Approach”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110 Issue 4, 1995, pp.1127-1170.

Knight, M. Loayza, N. and Villanueva, D. “Testing the neoclassical theory of economic growth: a panel data approach”, *IMF Staff Paper*, Vol. 40, No. 3, 1993, pp.512-539.

Koopmans, T. C. “On the Concept of Optimal Economic Growth”, in the *Econometric Approach to Development Planning*, Amsterdam, North Holland, 1965.

Li, Hong, Zinan Liu, Ivonia R. “Testing the Neoclassical Theory of Economic Growth: Evidence from Chinese Provinces”, *Economics of Planning*, 31, 1998, pp.117-132.

Mankiw, N. G., Romer D. and Weil D. “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.107 Issue 2, 1992, pp.407-437.

North, D. C. “Structure and Change in Economic History”, New York: W. W. Norton & Company, 1981.

Solow, R. M. “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.70 Issue 1, 1956, pp.65-94.

Yao, Shujie , Zongyi Zhang “Regional Growth in China under Economic Reforms ”, *The Journal of Development Studies*, Vol. 38 Issue 2, 2001, pp.167-86.

## **Enterprise Marketization、Openness and Growth Conditional Convergence in China**

Wang Feng   Zhang Zongyi   Kang Jijun

**Abstract:** China has got great economic growth since implementing innovation and opening policy. Undoubtedly, the institutional innovation indicated by course of marketization is one of the engines of Chinese economy. This paper bases on the textbook Solow model, considering the effect of the institutional change indicated by course of enterprise marketization and openness. Using panel data approach such as fixed effect model and dynamic panel data approach(first-differenced generalized method of moments), we find that an augmented Solow model that includes accumulation of human and institutional change provides an excellent description of the Chinese cross- province data. Holding institutional change factor constant, Chinese province converge at about the rate the augment Solow model predicts.

**Key Words:** Economic Growth; Institutional Change; Conditional Convergence

# 附录：

附表 1 代表性年份各省市的企业市场化指数与对外开放指数估计

地区	企业市场化指数						对外开放指数					
	1978	1983	1988	1993	1998	2003	1978	1983	1988	1993	1998	2003
北京	13.30	23.05	25.77	38.43	57.38	75.29	1.25	2.04	16.83	19.25	30.63	32.16
天津	15.21	25.03	34.92	46.73	58.41	78.08	5.46	6.87	9.75	23.32	58.49	41.12
河北	20.20	38.26	53.54	52.48	70.04	78.91	0.74	1.64	2.79	5.36	11.21	6.01
山西	11.05	24.47	38.17	44.11	62.08	76.07	0.04	0.27	1.47	3.43	5.69	6.62
内蒙古	24.34	27.16	34.38	32.84	58.84	73.21	0.12	0.46	1.42	3.53	3.63	4.26
辽宁	20.23	32.57	41.54	52.54	70.47	84.70	3.14	5.92	6.10	15.78	19.91	21.36
吉林	27.88	35.28	39.64	41.71	53.61	68.29	0.21	0.78	2.25	10.45	8.08	7.62
黑龙江	11.18	21.56	32.17	32.04	50.65	68.34	0.12	0.63	2.96	6.80	7.05	4.98
上海	16.90	22.85	30.85	44.24	64.65	80.38	5.06	6.46	16.75	36.39	37.23	58.63
江苏	35.26	56.04	65.71	70.86	77.40	88.27	0.78	1.78	3.72	19.86	28.27	40.21
浙江	52.56	58.01	71.49	71.48	78.14	98.79	0.26	1.45	3.04	13.18	12.79	27.33
安徽	24.21	44.13	54.85	54.99	75.62	81.73	0.04	0.48	1.38	5.52	4.99	5.21
福建	35.98	41.63	52.27	67.36	84.11	91.42	0.00	2.95	10.80	52.25	37.69	27.30
江西	19.55	35.54	44.28	45.02	65.06	72.79	0.37	0.90	2.02	6.75	7.72	14.69
山东	37.93	45.26	54.39	58.25	79.59	85.23	1.76	2.24	3.56	14.26	12.82	19.40
河南	31.74	35.20	46.89	48.89	69.43	80.94	0.33	0.50	1.98	4.34	3.97	3.43
湖北	21.45	37.29	41.96	41.10	70.24	77.25	0.52	0.90	2.55	8.45	7.50	8.71
湖南	35.26	45.02	45.56	49.98	67.89	77.74	0.49	0.96	1.57	7.98	7.67	7.03
广东	37.56	42.41	48.60	64.23	80.41	91.77	3.91	8.26	34.84	68.62	69.69	60.07
广西	18.50	32.66	38.11	47.44	68.66	73.07	1.62	1.59	3.93	18.82	13.61	5.96
四川	36.30	37.94	42.28	50.75	61.13	81.57	0.10	0.20	1.18	5.66	4.84	4.01
贵州	21.81	31.31	35.52	36.79	55.82	60.02	0.16	0.32	0.94	2.93	3.06	3.29
云南	19.08	24.26	35.70	33.23	51.22	63.19	0.69	0.66	2.36	4.31	4.31	3.21
陕西	17.20	23.50	34.76	39.39	54.97	62.54	0.00	0.00	5.04	8.88	8.04	6.32
甘肃	4.28	9.76	18.60	33.51	55.95	57.65	0.24	0.33	0.99	4.31	2.35	2.61
青海	10.86	22.22	21.91	29.14	44.68	58.98	0.31	0.54	0.99	2.74	2.16	3.37
宁夏	7.85	14.60	27.69	28.09	47.82	68.57	1.04	0.96	2.21	3.89	3.76	5.32
新疆	5.04	9.58	20.10	27.12	33.75	57.45	0.27	0.80	2.58	4.43	3.50	5.98

注：本表给出了各省市代表年份企业市场化相对指数和对外开放相对指数。重庆市，海南省和西藏自治区由于缺乏相应数据没有纳入。限于篇幅，我们仅给出了代表性年份的数据，如有需要，可与作者联系。