

资本深化、技术扩散与经济收敛

陈 刚

(1. 西南政法大学经济学院, 重庆 401120; 2. 重庆大学发展研究中心, 重庆 400044)

[摘 要] 经济收敛的机制, 一是新古典增长理论基于资本边际报酬递减的推论, 二是内生增长理论对技术扩散的预期。以 1978—2008 年中国的省级数据为样本, 通过数据包络分析的经济增长核算框架将各省劳均 GDP 增长分解为资本积累和全要素生产率 (TFP) 增长的贡献, 并分别检验了二者的收敛性。研究发现, 1978—2008 年间资本积累对劳均 GDP 增长的贡献存在显著的绝对收敛; TFP 在 1978—1991 年间表现为绝对收敛, 在 1992—2008 年间则表现为有条件的收敛, 意味着 1992 年以后各省 TFP 逐渐趋于不同的稳态水平, 并说明中国各地区稳态 TFP 的趋异是导致地区经济差异不断扩大的主要原因。

[关键词] 资本深化; 技术扩散; 全要素生产率; 经济收敛

[中图分类号] F061.2

[文献标识码] A

[文章编号] 2095-3410(2013)05-0011-08

一、引言

在这个世界上, 为什么一些国家 (地区) 富有而一些国家 (地区) 贫穷? 一直是发展经济学家所关注的重点, 经济增长理论也从来就是经济学研究的永恒话题。作为经济增长分析的一个根本出发点就是探讨在长期内是何种因素决定了不同国家或地区的经济增长绩效。最近发展起来的有关经济增长的经验研究文献则关注于回答世界各国的经济增长是否趋于收敛, 即穷国与富国之间的经济发展差距是否趋于缩小。

在经济增长模型中, 经济增长可被分解为投入要素增加、质量改进和投入要素使用效率的提高。^① 因此, 对经济增长收敛的预言主要是基于新古典增长理论对物质资本边际报酬递减的预期和内生增长理论关于技术扩散的预期^[1]。早期的文献在假定各国稳态全要素生产率 (TFP) 相同的条件下发现, 并不存在绝对收敛, 但在控制了影响稳态的解释变

量后, 各国经济增长均表现出很强的条件收敛特征^[2]。Prescott 对上述研究中所假定的各国稳态 TFP 相同提出了质疑, 他认为各国 TFP 的稳态水平存在相当大的差异, 且各国人均收入差距的很大一部分应归因于 TFP 的差异, 而要素投入只能解释很小的一部分^[3]。因而, 有关经济收敛的进一步研究就应将经济收敛背后的资本积累和技术扩散区分开来^[4]。

本文以中国 1978—2008 年的经验数据为样本, 通过数据包络分析的经济增长核算框架将各省劳均 GDP 增长分解为资本积累的贡献和全要素生产率增长的贡献, 然后分别检验了这二者的收敛趋势。我们的研究发现, 1978—2008 年间各省资本积累对劳均 GDP 增长的贡献是表现为显著的绝对收敛, 而各省 TFP 只是在 1978—1992 年间表现出绝对收敛的趋势, 其在 1993—2008 年间就只是表现为有条件的收敛。文章余下的结构安排为: 第二部分是文献

[基金项目] 本文是国家社会科学基金青年项目“居民财产性收入的促增与公平分配机制研究” (项目编号: 12CJL022) 和教育部人文社会科学研究青年基金项目“中国式分权下的地方政府质量提升路径研究” (项目编号: 12YJC790008) 的阶段性成果。

[作者简介] 陈刚 (1981—), 男, 四川内江人, 西南政法大学经济学院副教授, 重庆大学发展研究中心兼职研究员, 博士。主要研究方向: 政治与发展经济学、法律经济学。

回顾,第三部分通过数据包络分析的经济增长核算框架将中国各省劳均 GDP 增长分解为了资本积累和 TFP 增长的贡献;第四部分是相关计量模型的设定和变量数据说明;第五部分则检验了资本积累和 TFP 增长对劳均 GDP 增长的贡献的收敛趋势;最后,是全文的总结。

二、文献综述

在假定各经济体技术进步一致的情况下,新古典增长理论得出的推论是,由于资本边际报酬递减,所以初始资本量较少的经济体的资本积累速度会快于初始资本存量较多的经济体,最终资本量和劳均资本收入水平会趋于收敛。^②基于新古典收敛理论预测出的收敛性,Mankiw 等使用加入人力资本的扩展索罗模型很好地解释了跨国的经济增长,并证明在控制了不同的人口增长率、投资率和人力资本水平后,模型很好的验证了条件收敛的存在^[5],Barro 和 Sala-i-Martin 的跨国经验研究同样找到了支持条件收敛的证据,同时,他们还发现在发达国家之间或发达国家内部存在显著的绝对收敛^[6]。但并非所有的经验研究结果均支持经济收敛假说。例如,Wolff 的研究显示,自 1870 年以来在 16 个较富裕国家间的经济增长才表现出条件收敛的特征,而低收入国家间却表现为经济增长的“发散”(divergence)^[7]。对此一个合理的解释是:发达国家内部充分的要素流动和技术扩散促进了区域间的绝对收敛^[8]。这也使得新古典增长理论仅仅基于资本的边际报酬递减而推论出经济收敛的假说缺乏足够的说服力,而经济体间技术的扩散似乎对经济收敛和发散具有更强的解释力。

Barro 和 Sala-i-Martin 发展的技术扩散模型认为^[9],由于技术引进成本大大低于技术原始创新的成本,因此技术更落后的经济体可以花费较低的成本引进技术领先者的技术,从而将会有比技术领先者更快的技术进步率。^③当两者技术差距日益缩小后,技术引进成本也将增加,从而技术落后者的增长率趋于下降,因此各经济体间的经济增长将表现为有条件的收敛。^④因此,在假定技术进步一致的前提下进行经济收敛的实证检验在一定程度上是存在缺陷的,新进的一些文献通过数据包络分析的经济增长核算框架将经济增长分解为技术进步和要素积

累的贡献,以进一步分析要素积累和技术进步各自的收敛效应。Kumar 等以 57 个国家和地区 1965 - 1990 年间的的数据为样本的研究显示,技术进步似乎并不是经济收敛背后的作用机制,资本深化才是经济增长最主要的驱动力^[11];Maudos 等以 1965 - 1990 年间 OECD 国家为样本的研究显示,资本积累和技术进步均存在收敛趋势^[10]。

自改革开放以来,中国的经济发展取得了巨大成就,但与此同时也伴随着地区间巨大的经济发展差距。自上世纪 90 年代中期以来,众多学者掀起了一股关于中国地区经济增长是否也存在收敛的研究热潮,这些研究发现,从 78 年到 90 年代初,各省的经济增长表现出条件收敛或绝对收敛的特征^{[11][12]},但从 90 年代以后却表现出收敛明显弱化甚至发散的特性^[13]。最近的文献还采用半参数变系数面板数据模型^[14]和非线性时变因子模型^[15]等前沿计量工具测算了中国各省经济收敛的速度。这些文献对理解中国区域经济差距的形成和演变的重要意义是不容忽视的,但其未将经济收敛背后的要素积累和技术扩散机制分离开来却不能不说是一种遗憾。本文分别检验各省全要素生产率增长和资本积累的收敛性,这对进一步理解中国地区经济发展差距将是有益的补充。

三、中国省际劳均 GDP 增长的分解

(一)方法

在本文中,我们把中国每一个省级单位看作一个生产决策单元,运用由 Fare 等改造的基于 DEA 的 Malmquist 指数方法来估算全要素生产率的变动情况^[16]。把每一个省的生产同最佳实践前沿面进行比较,从而对效率变化和技术进步进行测度。一个参考技术或者最佳实践前沿面可以由三种等价的方式表述:投入要素集、产出可能性集和曲线图。本文主要从产出的角度来研究全要素生产率变化。

从 t 期到 $t+1$ 期,度量全要素生产率变化的 Malmquist 指数可表示为:

$$M_0 \left(x_{t-1}, y_{t+1}, x_t, y_t \right) = \left[\frac{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1} | C)}{d_0^t(x_t, y_t | C)} \cdot \frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1} | C)}{d_0^{t+1}(x_t, y_t | C)} \right]^{1/2} \quad (1)$$

在(1)式中, (x_{t+1}, y_{t+1}) 和 (x_t, y_t) 分别为 $t+1$ 和 t 期的投入产出向量; d_0^t 和 d_0^{t+1} 分别表示以 t 期

技术 T^t 为参照的 t 期和 $t+1$ 期的距离函数。

以 t 期技术 t^t 为参照,基于产出角度的 Malmquist 生产率指数可为:

$$M_0^t(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) = [d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1} | C)] / [d_0^t(x_t, y_t | C)] \quad (2)$$

类似的,以 $t+1$ 期技术 t^{t+1} 为参照,基于产出角度的 Malmquist 生产率指数可为:

$$M_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) = [d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1} | C)] / [d_0^{t+1}(x_t, y_t | C)] \quad (3)$$

为了避免时期选择的随意性可能导致的差异, Caves 等以(2)式和(3)式的几何平均值作为衡量从 t 期和 $t+1$ 期生产率变化的 Malmquist 生产率指数^[17]。该值大于或小于 1,则分别表明从 t 期和 $t+1$ 期全要素生产率是增长或下降的。

基于这些定义,可以将经济体在 $t+1$ 期的产量 y_{t+1} 相对于在 t 期的产量 y_t 分解为如下两个源泉:

$$\frac{y_{t+1}}{y_t} = \left[\frac{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1} | C)}{d_0^t(x_t, y_t | C)} \cdot \frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1} | C)}{d_0^{t+1}(x_t, y_t | C)} \right]^{1,2} \times \left[\left(\frac{d_0^{t+1}(x_t, y_t | C)}{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1} | C)} \cdot \frac{d_0^t(x_t, y_t | C)}{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1} | C)} \right)^{1,2} \cdot \frac{y_{t+1}}{y_t} \right] \quad (4)$$

上面(4)式将 y_{t+1}/y_t 分解为了二个因子的乘积,第一个因子为 TFP 变化(包括了技术效率和技术进步变化)带来的增长效应(TFP),第二个因子为投入要素变化带来的增长效应(INF)。

(二)数据

我们采用的基础数据主要来源于《新中国五十年统计汇编》及 2000 - 2009 年《中国统计年鉴》。为了保持数据的一致性,直辖后的重庆市我们仍将其归入四川省,同时,由于海南和西藏的数据缺失较为严重或没能得到,我们将这两个样本予以删除。

我们以国内生产总值(GDP)作为衡量一地区总产出的指标。并由当年价格 GDP 和不变价格 GDP 指数推算为以 1978 年不变价格衡量的 GDP 时间序列。我们以各地区从业人员数作为衡量劳动投入的指标。

对于资本投入,我们是采用国际通用的“永续盘存法”对其进行估算。定义本期的资本存量为上期的资本存量加上当期的投资,再减去折旧,即:

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1} \quad (5)$$

在(5)式中, K_t 为第 t 期的资本存量; I_t 为第 t 期的投资; δ 为折旧率。其中投资 I 我们是采用固定资产形成总额来近似替代,并以固定资产投资价格指数将其调整为以 1978 年不变价格来衡量。其中 1992 年以后的固定资产投资价格指数可以从相应年份的《中国统计年鉴》中得到,1992 年以前的固定资产投资价格指数我们是摘自北京大学中国经济研究中心经济发展论坛(www.fed.org.cn):1970 - 2002 年经济增长数据集。折旧率我们参照张军等(2004)设定为 9.6%,1978 年的资本存量我们是直接取自张军等所给出的估算结果^[18]。

(三)分解结果

本文测算出了 1978 - 2008 年中国 28 个省级单位的劳均 GDP 增长的分解核算结果。表 1 给出了 1978 - 1992 年和 1993 - 1998 年间中国各省级单位劳均 GDP 变动及其分解结果的年均值。从分解结果来看,在两个时间段内,中国省际劳均 GDP 增长主要源于资本投入增加的贡献,虽然全要素生产率对劳均 GDP 增长的贡献也为正,但却远远低于资本投入的贡献。

四、计量模型及变量数据说明

我们将在 Barro 回归的基础上分别设定检验 1978 - 2008 年中国省际资本积累和 TFP 对劳均 GDP 增长贡献收敛性的计量模型。我们首先设定资本积累收敛的计量方程如下:

$$RINF_i = a_0 + \alpha_1 \ln(PLK_{0i}) + \Phi X_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

在(6)式中,下标 i 表示第 i 个省份; ε_{it} 为随机扰动项。 $RINF_i$ 为资本投入对劳均 GDP 增长的贡献,在具体估计时,我们是取 INF 的自然对数来近似代替; PLK_0 为初期的真实劳均资本存量,在具体进行计量估计时我们是取其自然对数代入回归方程,若估计参数 α_1 的值小于 0,则表明资本积累对劳均 GDP 增长的贡献存在收敛。

X_i 为一系列控制变量的集合。在新古典增长理论中,储蓄率和人口增长率均将影响稳态劳均产出,因此我们在控制变量中加入了储蓄倾向指标(SAVE)和人口增长率指标(RLAB)。根据新古典

表 1 中国劳均 GDP 增长分解(1978 – 2008 年)

地区	1978 – 1992 年			1993 – 2008 年		
	劳均 GDP 增长率	全要素生产率增长效应	资本深化效应	劳均 GDP 增长率	全要素生产率增长效应	资本深化效应
北京	1.0625	1.0141	1.0510	1.0871	1.0903	0.9990
天津	1.0578	1.0325	1.0245	1.1407	1.1361	1.0065
河北	1.0707	1.0176	1.0547	1.1007	1.0014	1.0997
山西	1.0630	1.0304	1.035	1.0865	0.9859	1.1048
内蒙古	1.0723	1.0018	1.0758	1.0949	1.0044	1.0918
辽宁	1.0572	0.9639	1.0982	1.0930	1.0182	1.0733
吉林	1.0485	0.9964	1.0531	1.1141	1.0237	1.0865
黑龙江	1.0473	0.9927	1.0555	1.0715	1.0237	1.0457
上海	1.0686	1.0243	1.0434	1.1280	1.0618	1.0611
江苏	1.1054	0.9652	1.1487	1.1218	1.0128	1.1096
浙江	1.107	1.0294	1.0818	1.1125	0.9952	1.1205
安徽	1.0625	0.9893	1.0834	1.0993	1.0048	1.0943
福建	1.0961	1.0296	1.0683	1.1102	1.0009	1.1091
江西	1.0658	0.9934	1.0765	1.1070	1.0023	1.1042
山东	1.0893	1.0245	1.0671	1.1086	1.0098	1.0958
河南	1.0723	1.0133	1.0606	1.0834	0.9918	1.0915
湖北	1.0816	1.0162	1.0696	1.1055	1.0143	1.0886
湖南	1.0595	1.0338	1.0325	1.0869	0.9853	1.1012
广东	1.1069	1.0137	1.0981	1.1039	1.0035	1.0997
广西	1.0515	1.0394	1.0180	1.0867	0.9454	1.1492
四川	1.0585	1.0486	1.0145	1.0938	1.0187	1.0859
贵州	1.0660	1.0402	1.0306	1.0671	0.9816	1.0886
云南	1.0782	0.9430	1.1648	1.0582	0.9525	1.112
陕西	1.0682	1.0332	1.0377	1.0724	1.0046	1.0681
甘肃	1.0401	1.0531	0.9922	1.0965	0.9991	1.1010
青海	1.0403	0.9971	1.0466	1.0771	0.9988	1.0794
宁夏	1.0512	1.0249	1.0274	1.0722	1.0155	1.0573
新疆	1.0944	1.0181	1.0753	1.0728	0.9934	1.0812
平均值	1.0694	1.0136	1.0602	1.0947	1.0098	1.0859
标准差	0.0193	0.0261	0.0374	0.0195	0.0368	0.0312

注:由于篇幅所限,我们此处只给出了 1978 – 1992 年和 1993 – 2008 年两个时间段内中国省际劳均 GDP 增长及其分解结果的年均值,若对每年分解感兴趣的读者可以与作者联系。

经济增长理论的预期,具有更高储蓄倾向的经济体将具有更高的稳态收入水平,进而意味着在初始劳均收入和稳态收入之间存在更大的差距,从而就有更快的劳均收入增长速度,因此按照新古典增长理论的预期,解释变量 SAVE 的系数符号应该为正。同样根据新古典增长理论的预期,具有更高人口增长率的经济体其稳态劳均收入就越低,从而就会降低劳均收入的增长速度,因此解释变量 RLAB 的系

数符号应该为负。在具体估计时,我们以各地区从业人数的增长率来代替劳动力增长率 RLAB,而定义各地区的储蓄倾向为:

SAVE_i = $\frac{I_i}{GDP_i}$

(7)

其中分子为当年的资本形成总额,分母为当年的 GDP 总值,两者均为当年价格。

大量的经济增长收敛回归都选取了人力资本作

为一个解释变量,我们也选取了初期的人力资本水平 $HUMC_0$ 作为解释变量,并以小学以上文化人口占总人口比例来衡量。

我们设定检验 TFP 收敛假说的计量模型为:

$$RTFP_i = c_0 + \beta_1 \ln(TFP_{0i}) + \psi Y_i + \xi_i \quad (8)$$

在(8)式中,RTFP 为 TFP 对中国省际劳均 GDP 增长的贡献,我们以本文第三部分估算出来的 Malmquist 生产率指数的自然对数来近似代替。 TFP_0 为初期的全要素生产率,它的测度也是在数据包络分析框架之下将初期各省的劳均 GDP 差异分解为资本存量差异和 TFP 差异,进而获得初期各省份的 TFP 的相对差异指数,在计量估计时也取其自然对数代入回归方程,若估计参数 β_1 的估计系数小于 0,则表明 TFP 对劳均 GDP 增长的贡献存在收敛。

Y 为其他一系列控制变量的集合。在新增长理论中,初期的人力资本存量以及人力资本的积累被认为是决定一国技术创新和技术模仿吸收能力的关键变量,因此,控制变量中我们是包括了初期人力资本存量 $HUMC_0$ 。同时,一地区的经济开放水平、政府政策因素以及基础设施状况都将影响该地区的 TFP 的稳态水平及其增长率,因此,控制变量中我们还选取了外商直接投资(FDI)、政府财政支出/GDP(GOVF)和公路密度(ROAD)这三个变量。

我们采用的基础数据中,劳动力受教育程度的统计最早始于 1982 年,其数据可以从《中国人口统计年鉴》(中国人口统计出版社 1992 年版)中得到,因此我们以 1982 年具有小学文化程度人口占总人口比例来近似代理 1978 年的人力资本存量。其他未做特别说明的数据,1998 年及以前的数据均来源于《新中国五十年统计汇编》,1999 年及以后年份均摘自 2000 - 2009 年《中国统计年鉴》。我们同样删除了海南和西藏两个样本,直辖后的重庆市仍然归入四川省。

五、计量检验结果及说明

由于截面数据回归较容易受到残差的异方差性的干扰,因此,我们是直接采用 Robust 异方差修正估计方法估计计量方程。

(一)资本积累

表 2 给出的是资本积累对劳均 GDP 增长贡献

的收敛方程的估计结果。模型 I 是基于新古典增长理论资本积累绝对收敛假说的估计框架,估计结果显示, $\ln PLK_0$ 的估计系数是在 1% 的显著性水平上显著,表明 1978 - 2008 年间,资本积累对各省劳均 GDP 增长的贡献是存在显著的绝对收敛。模型 II 到 IV 中我们是逐次加入了储蓄率、人口增长率以及初期人力资本存量三个变量,结果显示 $\ln PLK_0$ 的估计系数均在 1% 的显著性水平上显著,表明资本积累对各省劳均 GDP 增长贡献的有条件收敛也是成立的,此时,SAVE、RLAB 和 $HUMC_0$ 这三个变量的估计系数的符号与预期也是一致的,只是并不显著,这可能主要是由于样本数较小的原因。模型 V 中我们是纳入了全部的解释变量,此时资本积累对劳均 GDP 增长贡献的条件收敛特征仍然高度显著,SAVE 和 RLAB 两个变量的估计系数符号仍然符合预期,虽然变量 $HUMC_0$ 的估计系数的符号与预期不一致,但这并不影响以上我们对 1978 - 2008 年中国各省的资本积累对劳均 GDP 增长贡献存在绝对收敛的基本判断。

(二)TFP 收敛

表 3 描述的是 TFP 收敛方程的估计结果。模型 I 是绝对收敛假说的估计框架,估计结果显示, $\ln TFP_0$ 的估计系数的符号虽然为负,但并不显著,这表明 1978 - 2008 年中国省际的 TFP 并不存在绝对的收敛。模型 II 到 V 中,我们是逐次纳入了 $HUMC_0$ 、FDI、GOVF 和 ROAD 四个变量,此时, $\ln TFP_0$ 的估计系数在部分模型中是高度显著的为负,各控制变量估计系数的符号也符合预期,表明 1978 - 2008 年间中国各省的 TFP 是存在显著的条件收敛。模型 VI 中我们是纳入了全部的控制变量,此时 TFP 的条件收敛趋势是高度显著的, $HUMC_0$ 、FDI 和 ROAD 三个变量估计系数的符号仍然与预期一致,虽然变量 GOVF 的估计系数符号与预期存在偏差,但这也并不影响我们对 1978 - 2008 年间中国各省 TFP 存在有条件的收敛趋势的判断。

(三)分段估计

已有的研究发现中国省区经济在 1978 到 90 年代初期表现出较为显著的收敛性,但 90 年代初期以后其收敛性变得不再显著,甚至是表现为发散特性。因此,我们将样本划分为 1978 - 1991 年和 1992 -

表 2 资本积累收敛方程的估计结果(1978 – 2008 年)					
	模型 I	模型 II	模型 III	模型 IV	模型 V
常数项	0.311 *** (0.039) [0.000]	0.310 *** (0.040) [0.000]	0.328 *** (0.041) [0.000]	0.311 *** (0.042) [0.000]	0.343 *** (0.043) [0.000]
LnPLK ₀	-0.034 *** (0.005) [0.000]	-0.035 *** (0.006) [0.000]	-0.034 *** (0.005) [0.000]	-0.034 *** (0.005) [0.000]	-0.033 *** (0.005) [0.000]
SAVE		0.031 (0.028) [0.270]			0.046 (0.032) [0.168]
RLAB			-0.625 (0.461) [0.187]		-0.755 (0.506) [0.149]
HUMC ₀				0.001 (0.029) [0.970]	-0.064 (0.042) [0.142]
Adj. R ²	0.697	0.712	0.723	0.697	0.750

注:***、**、*、分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著;() 中的数值为估计系数的标准差;[] 中的数值为估计系数 T 检验的显著性水平。

表 3 TFP 收敛方程的估计结果(1978 – 2008 年)						
	模型 I	模型 II	模型 III	模型 IV	模型 V	模型 VI
常数项	0.002 (0.010) [0.867]	-0.105 *** (0.033) [0.003]	-0.018 (0.012) [0.161]	0.013 (0.009) [0.144]	-0.040 *** (0.014) [0.009]	-0.107 *** (0.035) [0.006]
LnTFP ₀	-0.012 (0.010) [0.227]	-0.027 *** (0.009) [0.005]	-0.023 ** (0.010) [0.037]	-0.019 (0.013) [0.143]	-0.031 *** (0.009) [0.003]	-0.034 *** (0.010) [0.003]
HUMC ₀		0.159 *** (0.049) [0.003]				0.107 ** (0.046) [0.031]
FDI			0.204 * (0.109) [0.073]			0.042 (0.080) [0.606]
GOVF				-0.158 (0.119) [0.196]		0.072 (0.082) [0.386]
ROAD					0.119 *** (0.032) [0.001]	0.078 *** (0.027) [0.008]
Adj. R ²	0.056	0.056	0.288	0.124	0.497	0.637

注:同表 2。

2008 年两个时间段,分别检验在这两个时间段里各省的资本积累和 TFP 对劳均 GDP 增长贡献的收敛性。表 4 描述了资本积累对劳均 GDP 增长贡献的收敛方程的估计结果,其显示,中国各省的资本积累对劳均 GDP 增长的贡献在二个时间段内均存在显著的绝对收敛,只是 1979 – 1991 年期间的收敛系数是要略微高于 1992 – 2008 年间的收敛系数。

表 5 描述的是 TFP 收敛方程的分段估计结果。

估计结果显示,中国各省的 TFP 在 1978 – 1991 年间表现为非常显著的绝对收敛趋势,但 TFP 的绝对收敛趋势在 1992 – 2008 年间变得不再显著,只是表现为显著的有条件收敛。此处的估计结果意味着,在 1978 – 1991 年间,中国各省的稳态 TFP 是并不存在显著的差异,此时,各省 TFP 的增长是逐渐收敛于同一个稳态水平。但 1991 – 2008 年各省的稳态 TFP 则逐渐趋异,此时,各省的 TFP 收敛于不同的稳

态水平,使得在该时期里各省 TFP 的绝对收敛趋势消失,而只是表现为有条件的收敛。这进一步表明,中国各个省份的稳态 TFP 趋异是导致地区经济差距不断拉大的最为根本性的原因,因为,稳态 TFP 的趋异将导致地区间稳态劳均 GDP 的趋异,在稳态劳均 GDP 趋异的情况下,即使增长在地区间存在有条件的收敛,地区经济差距也不会由此而缩小,反而,地区经济差距会随着各地区稳态劳均 GDP 差异的不断扩大而被拉大。

表 4 资本积累收敛方程的分段估计结果

	1979 – 1991 年		1992 – 2008 年	
	模型 I	模型 II	模型 III	模型 IV
常数项	0.320 *** (0.067) [0.000]	0.348 *** (0.067) [0.000]	0.336 *** (0.054) [0.000]	0.462 *** (0.089) [0.000]
LnPLK ₀	-0.036 *** (0.009) [0.000]	-0.042 *** (0.009) [0.000]	-0.032 *** (0.007) [0.000]	-0.044 *** (0.008) [0.000]
SAVE		0.138 * (0.075) [0.078]		0.117 ** (0.053) [0.035]
RLAB		0.024 (0.023) [0.294]		-0.625 (0.384) [0.117]
HUMC ₀		-0.062 (0.096) [0.523]		-0.081 (0.064) [0.220]
Adj. R ²	0.435	0.563	0.562	0.660

注:同表 2。

六、结论性评述

经济学家对经济收敛背后的收敛机制的解释,一是基于新古典增长理论对资本积累收敛的推论,二是基于内生增长理论对技术发散的预测。本文以 1978 – 2008 年中国的省级数据为样本,通过数据包络分析的经济增长核算框架将各省劳均 GDP 增长分解为资本积累和 TFP 增长的贡献,并分别检验了二者的收敛性。我们的研究结果显示:1978 – 2008 年间资本积累对劳均 GDP 增长的贡献是存在显著的绝对收敛;但 TFP 却只是在 1978 – 1991 年间表现为绝对收敛,其在 1991 – 2008 年间只是表现为有条件的收敛,这意味着在此期间里各省的 TFP 是逐渐趋于了不同的稳态水平。

本文的研究结果表明,中国各地区的稳态 TFP 趋异是导致上世纪 90 年代中期以来地区经济差距不断拉大的最为根本性的原因,因为,稳态 TFP 的

表 5 TFP 收敛方程的分段估计结果

	1979 – 1991 年		1992 – 2008 年	
	模型 I	模型 II	模型 III	模型 IV
常数项	-0.021 ** (0.009) [0.040]	-0.088 *** (0.030) [0.008]	0.009 (0.011) [0.402]	-0.150 (0.092) [0.116]
LnTFP ₀	-0.038 *** (0.011) [0.001]	-0.059 *** (0.009) [0.000]	-0.011 (0.024) [0.645]	-0.074 ** (0.033) [0.038]
HUMC ₀		0.090 ** (0.040) [0.036]		0.106 (0.103) [0.315]
FDI		——		0.080 (0.070) [0.264]
GOVF		-0.088 (0.079) [0.277]		0.043 (0.801) [0.167]
ROAD		0.048 (0.042) [0.274]		0.122 *** (0.029) [0.000]
Adj. R ²	0.288	0.672	0.008	0.571

注:同表 2。

趋异将导致地区间稳态劳均 GDP 的趋异。在劳均 GDP 趋异的情况下,即使它的增长在地区间存在有条件的收敛,地区经济差距也不会由此而缩小,反而,地区经济差距会随着地区间稳态劳均 GDP 差异的不断扩大而被拉大。因而,缩小地区经济差距的关键是缩小地区间稳态 TFP 水平的差异。在理论上,一地区的人力资本存量、制度环境和基础设施等因素均是决定稳态 TFP 的水平的重要变量,因此,加速落后地区的人力资本形成、继续深化其经济体制改革和发展其基础设施建设对于缩小地区经济差距将具有显著的积极效应。

【注】

- ①投入要素质量的改进和使用效率的提高实际上就等同于全要素生产率增长。
- ②新古典增长理论的收敛假说又分为绝对收敛和条件收敛两种形式。绝对收敛是不以经济体的任何其他特征为条件的收敛,即较低的资本劳动比意味着较高资本边际收益,从而可以预期有更低人均产出的经济体具有更高的经济增长率;而如果经济体之间有着不同的稳态,那么初始人均产出更高的经济体仍然有可能比更低的经济体具有更快的经济增长速度,只要其离自身的稳态更远,但当控制了稳态决定因素后,仍然可以预期具有更低人均产出的经济体比更高经济体具有更快的经济增长速度,这种在控制了稳态条件

下出现的收敛被称为条件收敛。

③Barro 和 Sala-i-Martin 进一步指出,这种推论也是在条件意义上成立,即只有控制了政府政策和其他影响引进新技术的回报率的变量后才成立。

④该模型对条件收敛的预测是基于当技术差距缩小时,技术引进的成本将会增加,这类似于新古典模型中的资本边际报酬递减。

参考文献:

[1] Kumar, S., and R. R. Russell. Technological Change, Technological Catch - Up, and Capital Deepening: Relative contributions to Growth and Convergence [J]. American Economic Review, 2002, 92(3): 527 - 548.

[2] Barro, R. J., and X. Sala-i-Martin. Convergence Across States and Regions: Comments and Discussion [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1992, (1): 107 - 158.

[3] Prescott, E. C. Needed: A Theory of Total Factor Productivity [J]. International Economic Review, 1998, 39: 525 - 551.

[4] Bernard, A. B. and C. I. Jones. Technology and Convergence [J]. Economic Journal, 1996, 106(6): 1037 - 1043.

[5] Mankiw, N. G., D. Romer and D. Weil. A Contribution to the Empirics of Economic Growth [J]. Quarterly Journal of Economics, 1992, 107: 407 - 437.

[6] Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin, X. Economic Growth [M]. New York: McGraw-Hill, Inc., 1995.

[7] Wolff, E. N. Capital Formation and Productivity Convergence Over the Long Term [J]. American Economic Review, 1991, 81(3): 565 - 579.

[8] De La Fuente, A. Convergence Equations and Income Dynamics: The Sources of OECD Convergence, 1970 - 1995 [J]. Econometrica, 2003, 70: 655 - 671.

[9] Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin. Technological Diffusion, Convergence, and Growth [J]. Journal of Economic Growth, 1997, 2: 1 - 27.

[10] Maudos, J., J. M. Pastor and L. Serrano. Convergence in OECD Countries: Technical Change, Efficiency and Productivity [J]. Applied Economics, 2000, 32: 757 - 765.

[11] Chen, J. and B. M. Fleisher. Regional Income Inequality and Economic Growth in China [J]. Journal of Comparative Economics, 1996, 22: 141 - 164.

[12] 魏后凯. 中国地区经济增长及其收敛性 [J]. 中国工业经济, 1997, (03): 31 - 37.

[13] 刘强. 中国经济增长的收敛性分析 [J]. 经济研究, 2001, (06): 70 - 77.

[14] 周亚虹, 朱保华, 刘俐含. 中国经济收敛速度的估计 [J]. 经济研究, 2009, (06): 40 - 50.

[15] 何一峰. 转型经济下得中国经济趋同研究 [J]. 经济研究, 2008, (07): 39 - 51.

[16] Fare, R., S. Grosskopf and C. Lovell. Production Frontiers [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1994.

[17] Caves, D. W., L. R. Christensen and W. E. Diewert. The Economic Theory of Index numbers and Measurement of Input, Output, and Productivity [J]. Econometrica, 1982, 50(6): 1393 - 1411.

[18] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物资资本存量估算: 1952 - 2000 [J]. 经济研究, 2004, (10): 35 - 44.

(责任编辑: 郝 涛)

