

中国省区经济增长分布的演进 (1978—1998)

徐现祥 舒元*

摘要 本文发现,进入20世纪90年代,我国省区经济增长分布从“单峰状”逐渐演进为“双峰状”,趋同文献把这种现象称为“双峰趋同”。本文采用数据包络法(DEA)把我国30个省区的增长归因于物质资本、人力资本和技术进步、技术转移(效率提高),探索我国省区增长分布演进的机制,发现物质资本主导着我国省区经济增长分布的演进,而且该发现是相当稳健的。

关键词 经济增长,增长分布,双峰趋同

一、引言

改革开放20多年来,我国经济快速增长,创造了一个经济增长的奇迹(林毅夫等,1995),但省区间的经济增长速度及增长水平存在显著差异,我国省区差距问题已成为广为关注的研究课题。目前主要是采用基尼系数、变异系数、Theil指数和Barro回归方程等刻画我国省区差异的变动态势是否存在趋同,进而考察其背后的原因(刘树成等,1994;魏后凯,1997;王绍光等,1999;蔡昉等,2002;林毅夫等,2003)。正如Kumar和Russell(2002)所指出的,当经济增长分布逐渐呈现出“双峰状”时,采用一阶矩或者二阶矩不足以概括真实经济发展水平。

从经济增长文献上看,随着Quah批判(1996)不断为人们所接受,经济增长分布的演进逐渐成为实证经济增长分析的热点问题之一。²目前,人们主要是探讨全球经济增长分布演进的事实(Quah,1996;Bourguignon, Morris-

* 中山大学岭南学院。通讯作者及地址:徐现祥,中山大学岭南学院博士生信箱,510275;电话:(020) 84112173;E-mail:4np01xxx@taurus.zsu.edu.cn。在本文前期准备、写作和修改过程中,王美今、陈谦勤、李郁提供了大量帮助,匿名审稿人两次提出详尽的修改建议;另外本文的研究得到中山大学竺川基金博士生重要创新研究项目(2003)的资助,在此表示真诚的感谢。当然文责自负。

¹ 在关于是否存在趋同的争论中,新古典增长理论的拥护者从绝对 β 趋同退守到条件 β 趋同,从而可得到大样本跨国数据的支持。Quah(1996)指出,条件趋同偏离了研究经济增长和趋同的初衷。因为对趋同而言,重要的是经济体间经济绩效的比较,而不是每个经济体与其自身稳定状态的比较。另一方面,技术扩散模型同样预言经济体间存在趋同,这意味着是否存在趋同已经不再是实证检验新古典增长理论和新增长理论的“试金石”。因此,Quah建议,我们应该从“赶超(Catching-up)的角度直接考察跨国经济增长分布的演进。从一定意义上说,直接研究经济增长分布的演进,既还愿了趋同研究的初衷,又跳出了新古典增长理论与新增长理论的“门户之争”。

² Temple(1999)和Durlauf、Quah(1998)对于对实证经济增长文献做了详细的综述,在此不再赘述。

son, 2002; Sala-i-Martin, 2002) 探索经济增长分布演进的背后机制 (Kumar, Russell, 2002) 展望全球未来的经济增长分布 (Jones, 1997)。

本文直接从经济增长分布的角度出发,考察了我国 30 个省区 1978—1998 年间经济增长分布的演进,发现我国经济增长分布逐渐从“单峰状”演进为“双峰状”(见图 1)。Quah (1996) 把这种现象称之为双峰趋同 (Two-peak convergence) 或者两俱乐部趋同 (Two-club convergence)。这意味着,在改革开放 20 年间,我国省区的经济增长逐渐向两个稳定状态收敛。接着本文以 Färe et al (1994) 和 Kumar, Russell (2002) 贡献为基础,采用数据包络法 (Data Envelope Approach, 简称 DEA) 把我国 30 个省区在 1978—1998 年间的经济增长归因于物质资本、人力资本和技术进步、技术转移 (效率提高),在此基础上借助 Kernel 密度图探索我国省区增长分布从“单峰状”演进为“双峰状”的背后机制,结果发现,物质资本是造成我国经济增长分布从“单峰状”逐渐演进为“双峰状”的主要因素,而人力资本、技术创新和技术转移等则不是,而且该发现是相当稳健的。

DEA 是一种数据驱动的分析方法 (the data-driven approach),但由于并不要求具体的生产函数形式,而是根据实际的生产边界判断每个决策单元 (Decision Making Unit) 的技术效率 (Technical Efficiency),已成为经济、管理、决策分析等领域中的一个重要方法。虽然我国早在 1986 年就有了介绍 DEA 的文章,但正如 Zheng、Liu 和 Bigsten (1998) 所强调的,采用 DEA 分析中国数据的并不多见。因此,本文把 DEA 引入中国经济增长分析领域,并以此为基础考察我国双峰趋同的决定因素,不能不说是一个有益的尝试。

本文以下部分的结构安排是,第二部分考察我国经济增长分布演进的事实;第三部分在一个统一的分析框架内把我国 1978—1998 年间的经济增长归因于物质资本、人力资本、技术进步和技术转移;第四、五部分实证分析物质资本、人力资本、技术进步和技术转移这四者在我国省区经济增长分布演进中的作用;第六部分是结论部分。

二、中国经济增长分布演进的事实

由图 1 可知,在 1978—1998 年间,我国省区增长分布演进的事实是,逐渐呈现出“双峰状”(Twin-Peaks)。为了简明起见,在图 1 中,我们只给出了 1978、1985、1990、1995 和 1998 年等 5 个年份的劳动力平均 GDP (以后简称劳均 GDP) 的 Kernel 密度图,³大致揭示了我国增长分布的演进情况。在整个 20 世纪 80 年代,我国省区增长分布不断向右平移,但都呈现出“单峰

³ 关于 Kernel 密度图的估计,请参阅后面的附录。

状”。进入 20 世纪 90 年代，我国省区增长分布仍然不断向右平移，但明显呈现出“双峰”状。在趋同文献中，该现象被称为双峰趋同或两俱乐部趋同 (Quah, 1996)。

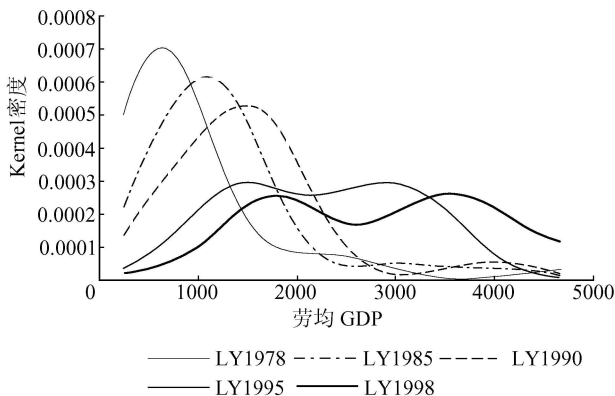


图 1 中国省区增长分布的演进：1978—1998

值得强调的是，本文所发现的事实与国内趋同文献的发现是一致的，但具有更丰富的信息。首先，本文的发现更加细致地刻画了我国的“俱乐部趋同”(蔡昉等，2000)。大量的经验研究文献认为我国改革开放以来出现了俱乐部趋同现象，本文从省区经济增长分布的角度不仅发现我国存在俱乐部趋同，而且发现我国是进入 20 世纪 90 年代才逐渐呈现两俱乐部趋同，这意味着，进入 20 世纪 90 年代，我国东部省区和中西部省区的经济增长逐渐向两个不同的稳定状态收敛。

其次，本文的发现更加细致地刻画了我国省区差异进入 20 世纪 90 年代重新扩大的态势。在研究我国省区差异的文献中，人们已发现，刻画省区差异的指数，如基尼系数、变异系数和 Theil 指数等，进入 20 世纪 90 年代重新上升 (王绍光等，1999；蔡昉等，2002；林毅夫等，2003)。而本文发现，从经济增长分布形态看，进入 20 世纪 90 年代，经济增长分布逐渐呈现出“双峰状”。显然，“双峰状”的经济增长分布必然带来上述指数上升，但又提供了更丰富的信息。为什么进入 20 世纪 90 年代我国经济增长分布呈现出“双峰状”？本文以下部分将做详细分析。

三、一个简单的分析框架：DEA

(一) 技术和效率

在我们简单的分析框架中，技术包含四个宏观变量：总产出 (Y) 和总资本 (K)、总劳动 (L) 和人力资本 (H)。因此，每个省区每时点上的生产

集可以表示为 $Y_t^i, K_t^i, L_t^i, H_t^i$, $t = 1978, \dots, 1998, i = 1, \dots, 30$ ⁴ 根据经济增长文献中的一般处理方式, 我们可以把生产集进一步表示为 $Y_t^i, K_t^i, \hat{L}_t^i$, 其中 $\hat{L} = H * L$, 是有效总劳动。为了简单起见, 我们假定规模报酬不变, 生产集就可以在 $\hat{y}-\hat{k}$ 二维空间里表示, 其中 $\hat{y} = Y/\hat{L}$, $\hat{k} = K/\hat{L}$ 分别是有效劳均产出和有效劳均资本。⁵ 由微观经济学理论可知, 在时期 t , 规模报酬不变的生产集 (是一个 Farrell 锥) 可以表示为

$$T_t = \{ \hat{y}, \hat{k} \in R_+^2 \mid \hat{y} \leq \sum z^i \hat{y}^i, \hat{k} \geq \sum z^i \hat{k}^i, z^i \geq 0 \forall i \} \quad (1)$$

我们把每一时点上包含 30 个省区的生产边界定义为我国的技术水平。其经济含义非常直观, 我们旨在寻找一个包络 30 个样本点的最小凸锥, 该凸锥的边界就是我国生产边界, 这种方法在生产边界文献中, 通常被称为数据包络法 (DEA)。显然, 在生产边界上, 给定投入对应的是“已实现的”最大产出, 与技术的定义一脉相承。

为了分析的方便, 我们不妨只考察两个时点 1978 和 1998。在 $\hat{y}-\hat{k}$ 二维空间里, 如图 2 所示, 1978 和 1998 年的技术就可以表示为两条射线 T_{78} 和 T_{98} 。显然, 生产最有效率的省区将落在这两条射线上, 其他的省区将在射线以下, 如图 2 中的点 A 和点 D。这表明, 在实际生产过程中, 对于一些省区而言, 在给定投入的情况下, 没有实现产出最大化; 或者通俗的说, 该省区存在多余的投入, 如“冗员”等, 生产活动是低效率的。

在生产边界文献中, 通常根据某经济体到边界的距离来构造 Farrell 效率指数, 衡量其生产活动的效率 (Färe et al, 1994), 即⁶

$$E(\hat{y}_t^i, \hat{k}_t^i) = \min \{ e \mid \hat{y}_t^i / e, \hat{k}_t^i \in T_t \} \quad (2)$$

式 (2) 的经济含义很直观。如图 2 中在点 A 的省区, 在给定可行技术水平 T_{78} 和可行有效劳均资本存量 k_{78} 的情况下, 如果生产是有效率的, 其产出可以从 \hat{y}_{78} 增加到 $\hat{y}_{78}(\hat{k}_{78})$ ⁷ 因此, 该省区的效率就是其实际产出与潜在最大产出之比, 刻画了该省区从点 A 到点 B 的距离。

⁴ 由于重庆作为一个直辖市成立的时间较晚, 相应时间序列观察值较少, 本文所考察的省区不包括重庆市, 同时我们没有考察港澳台的情况。因此, 合计为 30 个省区。

⁵ 在符号的表达上, 我们遵循经济增长理论中的惯例, 大写表示总量, 小写表示劳均量。

⁶ 式 (2) 等价于, 每个省区解下面的线性规划问题: $\min e$ s. t. $\hat{y}^i / e \leq \sum z^j \hat{y}^j, \hat{k}^i \geq \sum z^j \hat{k}^j, z^j \geq 0 \forall j$ 。如果假定规模报酬非递增 (nonincreasing returns to scale, 简称 NIRS) 则最后一个约束条件变为 $0 \leq z^j \leq 1$ 。如果假定规模报酬可变 (variable returns to scale, 简称 VRS) 则最后一个约束条件变为 $\sum z^j \leq 1$ 。更详细的讨论, 请参阅 Färe 等 (1994)。需要说明的是, 在实际计算过程中, 如果我们采用专门 (如 Onfront) 的软件解上述问题, 则无论假定哪种规模报酬都非常容易实现。

⁷ 由图 2 可知, $\hat{y}_{78}(\hat{k}_{78})$ 是该省区在可行技术水平、投入水平下的潜在最大产出水平。

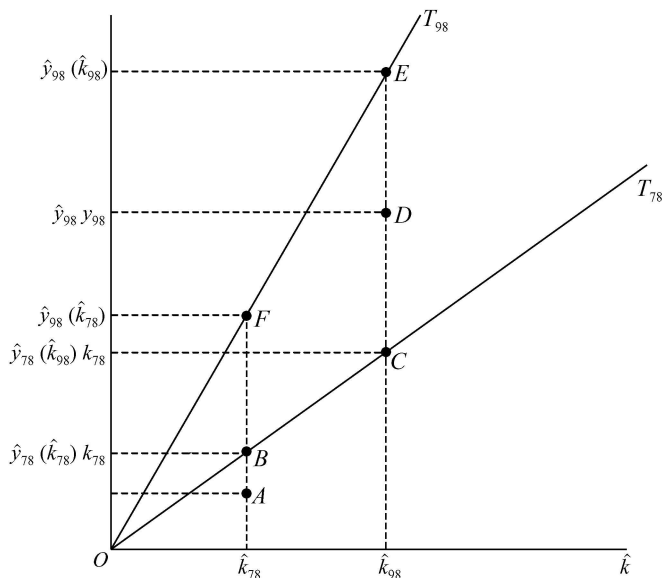


图 2 增长分解：技术创新、技术转移和资本积累

(二) 经济增长分解：资本积累、人力资本、技术进步和技术转移（效率提高）

在本小节，为了分析的方便，我们不妨假定省区 i 在 1978 和 1998 年的实际位置是图 2 中的点 A 和点 D ，则省区 I 的实际有效劳均经济增长指数，为

$$TI = \hat{y}_{98} / \hat{y}_{78}, \quad (3)$$

由效率指数的构造可知， $\hat{y}_{78} = e_{78} \times \hat{y}_{78}(\hat{k}_{78})$ ， $\hat{y}_{98} = e_{98} \times \hat{y}_{98}(\hat{k}_{98})$ ，其中 e_{78} 和 e_{98} 是分别采用式 (2) 计算的省区 I 在 1978 和 1998 年的效率指数，代入式 (3)，得

$$TI = \frac{e_{98}}{e_{78}} \times \frac{\hat{y}_{98}(\hat{k})}{\hat{y}_{78}(\hat{k}_{78})}. \quad (4)$$

我们重点考察式 (4) 右边第一项的经济含义。由效率指数的构造可知，它衡量省区 I 在 1978—1998 年间到生产边界距离的变化情况，反映了省区 I 生产效率的提高。效率提高的原因可能是多方面的，如省区 I 不断学习、吸收、采用经济体已有技术或者在生产投资中边干边学，不断积累、掌握生产诀窍以及我国正在进行经济体制改革等。在趋同文献中，如 Kumar、Russell (2002) 称之为技术转移。从技术接纳者的角度看，技术转移就是一个不断学习 (Learning) 吸收 (Assimilation) 的过程。⁸ 在世界技术创新和成就的地理

⁸ 我国的经济体制改革是在借鉴其他经济体成功经验的基础上探索建设有中国特色的经济建设道路，同样可以归结到学习的范畴，舒元和徐现祥 (2002) 已做了尝试。

分布中,中国是技术的积极接纳者(世界银行,2001)⁹。总之,效率提高是多种因素综合作用的结果,但为了与现有文献保持一致,我们把该项称之为技术转移带来的经济增长。¹⁰

式(4)右边第2项描述的是,点B到点E的变化。为了更好的刻画该变化,式(4)右边分子、分母不妨同乘以 $\hat{y}_{78}(\hat{k}_{98})$,则可整理为

$$TI = \frac{e_{98}}{e_{78}} \times \frac{\hat{y}_{98}(\hat{k}_{98})}{\hat{y}_{78}(\hat{k}_{98})} \times \frac{\hat{y}_{78}(\hat{k}_{98})}{\hat{y}_{78}(\hat{k}_{78})}, \quad (5A)$$

式(5A)具有很强的经济含义,它把有效劳均经济增长指数分解为三项:(1)等式右边的第一项,技术转移所带来的经济增长。(2)等式右边的第二项,在图2中度量的是从点C到点E,即当有效劳均资本存量不变时,生产边界移动所带来的经济增长。我们称之为技术进步所带来的经济增长。(3)等式右边的第三项,在图2中度量的是从点B到点C,即当技术不变时,随着有效资本存量的不断增加,产出沿着1978的生产边界移动。因此,我们称之为资本积累所带来的经济增长。

式(5A)是以 T_{78} 为比较的基准,显然我们也可以 T_{98} 为比较的基准。式(4)右边分子、分母同乘以 $\hat{y}_{98}(\hat{k}_{78})$,则可整理为

$$TI = \frac{e_{98}}{e_{78}} \times \frac{\hat{y}_{98}(\hat{k}_{78})}{\hat{y}_{78}(\hat{k}_{78})} \times \frac{\hat{y}_{98}(\hat{k}_{98})}{\hat{y}_{98}(\hat{k}_{78})}, \quad (5B)$$

式(5B)同样把经济增长分解为三项:技术转移、技术进步和资本积累。表现在图2中,技术进步度量的是从点B到点F,即给定资本存量,生产边界向外移动所带来的经济增长;资本积累度量的是点F到点E,即当技术给定时,资本积累所带来的经济增长。

以上分析表明,我们度量技术进步和资本积累依赖于比较基期的选择,单独选择式(5A)或者式(5B)来分解经济增长难免有一定的随意性。因此,根据文献中的通常做法,我们采用几何平均方法度量技术进步和资本积累对我国经济增长的影响,即

$$TI = \frac{e_{98}}{e_{78}} \times \left(\frac{\hat{y}_{98}(\hat{k}_{78})}{\hat{y}_{78}(\hat{k}_{78})} \times \frac{\hat{y}_{98}(\hat{k}_{98})}{\hat{y}_{78}(\hat{k}_{98})} \right)^{1/2} \times \left(\frac{\hat{y}_{98}(\hat{k}_{98})}{\hat{y}_{98}(\hat{k}_{78})} \times \frac{\hat{y}_{78}(\hat{k}_{98})}{\hat{y}_{78}(\hat{k}_{78})} \right)^{1/2}$$

⁹ 世界银行通过对世界各国在技术创新和成就的打分,把各国分为领先者、潜在领先者、积极接纳者和无足轻重者。打分的内容包括4个方面:地区高等院校和研究机构培训熟练工人或创新技术的能力,能带来专门知识和经济稳定的老牌公司和跨国公司的影响,个人创办新企业的积极性,获得风险资本以确保好点子进入市场的可能性。

¹⁰ 我们非常感谢匿名审稿人的建设性的修改意见。匿名审稿人认为,一个省区离生产边界相对距离的变化,确实反映了效率的变化,是多种因素综合作用的结果,如果采用技术转移来概括,可以保持四项分解指标的统一性。

$$= ce \times ct \times ck, \quad (5C)$$

其中, ce 、 ct 和 ck 分别是技术转移、技术进步和资本积累所贡献的经济增长。由前面有效劳均产出的定义可知, 劳均产出的增长指数可以表示为

$$\frac{y_{98}}{y_{78}} = \frac{\hat{y}_{98}}{\hat{y}_{78}} \frac{H_{98}}{H_{78}} = TI \times ch = ce \times ct \times ck \times ch, \quad (6)$$

其中, ch 是人力资本所贡献的经济增长。

四、经济增长分解

(一) 数据来源

本文采用的总产出、劳动和资本数据来源于《新中国 50 年统计资料汇编》。具体而言, 总产出是 30 个省区按可比价格计算的 GDP; 总劳动是 30 个省区从业总人数; 总物质资本是我们模拟的数据, 即首先根据各省区每年的资本积累, 采用永续盘存法模拟出名义资本存量,¹¹ 然后用各省区 GDP 缩减指数进行平滑, 最后得到 30 个省区的实际物质资本存量。

我们采用 Hall 和 Jones (1999) 基于 Mincer 公式 (Mincerian return to schooling) 的方法模拟各省区的人力资本存量。首先计算各个省区 6 岁及以上人口中各种文化程度人口的比重, 接着计算各省区 6 岁以上人口平均受教育年数,¹² 最后采用 Hall 和 Jones (1999) 的方法模拟各省区的人力资本存量。我国从 1982 年的人口普查才开始提供人口文化程度的数据, 因此本文实证分析的样本区间是 1982—1998。各个省区人力资本的原始数据来源《中国人口统计年鉴》(各年份)。

(二) 省区经济增长分解

我们首先采用软件 Onfront 解式 (2), 求出全国 30 个省区每年的效率指数; 然后采用式 (6) 对我国 30 个省区 1982—1998 年间的经济增长进行分解, 结果见表 1。

由表 1 可知, 在 1982—1998 年间, 物质资本积累是我国各省区经济增长的主要源泉。平均而言, 省区的经济增长指数为 3.7, 其中物质资本、技术转

¹¹ 永续盘存法的公式是 $K(t) = K(t-1) + I(t) - \delta K(t-1)$ 。其经济含义是当年资本存量等于上一年净资本存量(总资本存量减去资本折旧)加当年的投资。本文所采用的初始年份是 1978 年, 采用 Hall 和 Jones (1999) 的方法模拟当年的资本存量, 即 $K_{78}^i = I_{78}^i / (g^i + \delta)$, 其中 g^i 是按照最小二乘法计算的各个省区 1978—1998 年间的平均增长率; δ 为 6% (Hall 和 Jones 在模拟世界上 127 个国家的资本存量时, 所采用的折旧率)。

¹² 平均受教育年数 = $s_1 5 + s_2 8 + s_3 11 + s_4 15$, 其中 s_i ($i=1, 2, 3, 4$) 分别表示, 在 6 岁及 6 岁以上人口中文化程度是小学、初中、高中和以上人口所占的比重。

移、人力资本和技术进步贡献的增长指数分别是 3.8、1.4、1.3 和 0.66。这表明,在 1982—1998 年间,物质资本所贡献的经济增长主导着各省区的实际经济增长;技术转移的作用次之;人力资本的贡献不容忽视;技术进步的贡献最小。具体到增长最快和最慢省份,情况亦然如此。在 1982—1998 年间,增长最慢的三个省份依次是黑龙江、青海和贵州。由表 1 可知,他们增长得慢主要是资本积累所贡献的经济增长速度较低,分别为 2.0、1.0 和 1.7,远远低于全国平均值。增长最快的三个省份依次是江苏、广东和浙江,他们增长得快,同样是因为资本积累。由表 1 可知,三个省份资本积累所贡献的增长分别是 7.4、6.4 和 8.1,是全国平均值的 2 倍多。

表 1 我国各省区经济增长分解 1982—1998

省份	y_{82}	TI	CE	CH	CK	CT	省份	y_{82}	TI	CE	CH	CK	CT
北京	3039.59	4.323	0.870	1.228	6.070	0.666	河南	495.69	3.525	1.585	1.306	2.575	0.662
天津	2492.91	3.716	1.170	1.234	3.882	0.663	湖北	680.74	4.187	1.232	1.268	4.041	0.663
河北	923.66	4.177	1.609	1.253	3.114	0.665	湖南	565.49	2.990	1.389	1.248	2.600	0.664
山西	953.46	3.251	1.522	1.238	2.605	0.662	广东	676.36	5.905	1.085	1.271	6.454	0.664
内蒙古	1055.55	3.262	1.490	1.275	2.589	0.663	广西	562.80	2.847	1.556	1.249	2.212	0.662
辽宁	2080.85	3.601	1.083	1.208	4.146	0.664	海南	973.14	4.306	0.490	1.224	10.785	0.666
吉林	1061.26	3.397	1.386	1.236	2.989	0.664	四川	490.22	3.249	1.349	1.250	2.899	0.664
黑龙江	1424.48	2.254	1.333	1.243	2.048	0.664	贵州	270.92	2.571	1.700	1.305	1.740	0.666
上海	5615.38	4.242	0.684	1.187	7.835	0.666	云南	489.03	3.196	1.682	1.357	2.110	0.664
江苏	858.69	6.092	0.948	1.306	7.413	0.663	西藏	1033.65	2.877	1.347	1.276	2.527	0.662
浙江	834.15	5.894	0.860	1.267	8.134	0.665	陕西	748.18	3.209	1.537	1.268	2.487	0.662
安徽	376.53	3.456	0.869	1.352	4.440	0.663	甘肃	773.51	2.762	3.111	1.305	1.030	0.660
福建	881.23	5.181	1.160	1.322	5.112	0.661	青海	928.27	2.258	2.684	1.252	1.012	0.664
江西	548.97	3.602	2.190	1.297	1.904	0.666	宁夏	1325.99	2.633	1.359	1.327	2.207	0.662
山东	871.25	4.114	1.429	1.313	3.294	0.666	新疆	966.52	4.113	1.308	1.294	3.683	0.660
全国平均数		3.71	1.40	1.27	3.80	0.66	变异系数(%)	27.5	38.1	3.2	61.3	0.3	
相关系数		0.11	-0.36	-0.60	0.38	0.33							

注:变异系数=标准差/全国平均数*100 相关系数是 y_{82} 分别与 TI、CE、CH、CK 和 CT 的简单相关系数。

另一方面,表 1 同时还揭示了,在 1982—1998 年间,物质资本积累是我国各省区经济增长存在差异的主要源泉。在 1982—1998 年间,省区经济增长的变异系数是 27.5%,其中物质资本、技术转移、人力资本和技术进步所贡献的增长指数的变异系数分别是 61.3%、38.1%、3.2% 和 0.3%。这表明,在 1982—1998 年间,我国省区经济增长存在差异主要归因于物质资本和技术转移。

总之,在 1982—1998 年间,物质资本积累是各省区经济增长以及其差异的主要源泉,技术转移的贡献次之;而人力资本和技术创新的贡献相对较小。

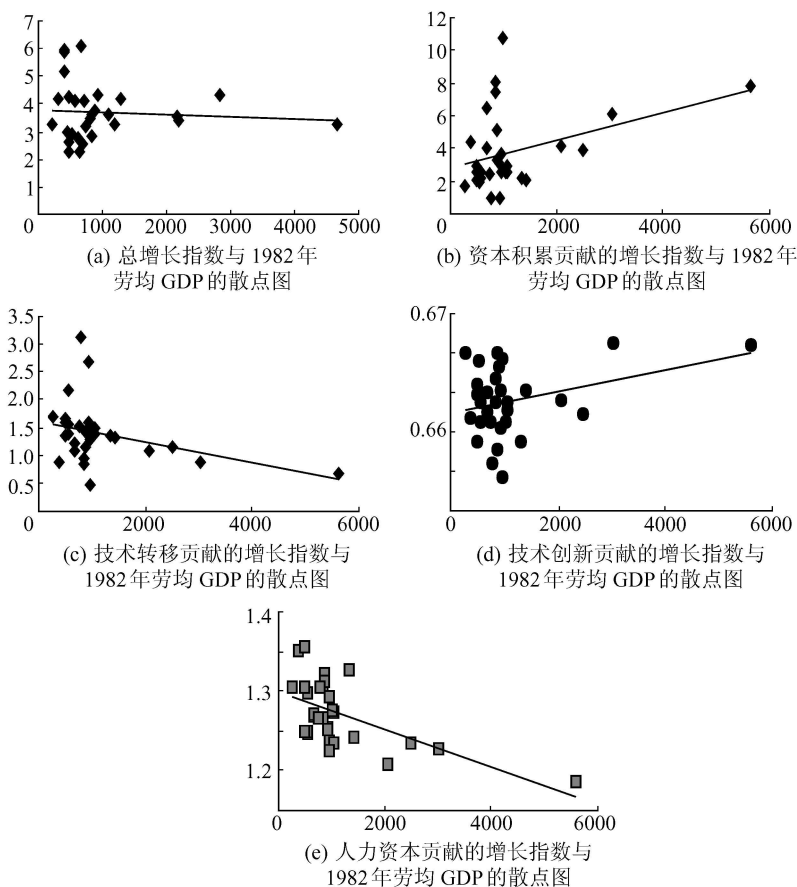
(三)我国“双峰趋同”源泉的初步分析

在经济增长文献中,新古典增长理论揭示了资本边际报酬递减是经济趋

同的源泉；而新增长理论同样揭示了，技术转移亦是经济趋同的源泉（Bernard and Jones, 1996）。目前，人们已经开始尝试从资本积累和技术转移两个角度同时考察经济趋同（Dowrick and Rogers, 2002）。而在我国趋同文献中，人们大都停留在基于新古典增长理论来考察我国省区间的趋同，还没有人从技术转移或者技术转移的角度考察我国省区间的趋同。

在本小节，我们根据趋同文献的最近进展，考察资本积累、人力资本、技术转移和技术进步在我国省区间趋同中的作用，从而初步探索我国出现“双峰趋同”的背后机制。

由表1和图3a可知，在1982—1998年间，我国经济增长指数与初始劳均GDP正相关，相关系数为0.114，从图形上看，趋势线大致水平，这表明我国不存在绝对 β 趋同。



注：数据来源于表1。

图3 我国双峰趋同的初步分析

表1和图3b—e同时还揭示了，在1982—1998年间，物质资本、技术转

移、人力资本和技术创新在我国省区经济增长趋同中的单独作用。物质资本所贡献的经济增长与初始劳均 GDP 正相关, 相关系数是 0.375, 从图形上看, 趋势线明显向右上方倾斜。这表明物质资本使我国省区间的经济增长趋异, 而不是趋同。技术转移贡献的经济增长指数与初始劳均 GDP 负相关, 趋势线向右下方倾斜, 即技术转移使省区间的经济增长趋同。同样, 人力资本也使我国省区间的经济增长趋同; 而技术创新使省区间的经济增长趋异, 而不是趋同。总之, 表 1 和图 3 揭示了, 在 1982—1998 年间, 技术转移和人力资本使我国省区间经济增长趋同; 而物质资本和技术创新则使我国省区间的经济增长趋异。

为了严谨起见, 我们采用 Barro 回归方程估计物质资本、人力资本、技术转移和技术创新在我国省区经济增长趋同的单独作用, 回归结果见表 2 左半部分。

表 2 中国 1982—1998 年间趋同的源泉

	截面分析 OLS					Panel 分析 GLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	TI	CK	CH	CE	CT	CK	CH	CE	CT
常数	2.15	-5.15	1.56	3.35	0.66	-0.9/-0.2	1.2/0.6	1.7/0.8	0.9/0.4
Li(y)	0.23 (0.75)	1.31 (2.0)*	-0.04 (-4.3)* **	-0.286 (-1.9)*	0.0005 (1.0)	0.37 (4.9)* ** *	-0.017 (-4.8)* ** *	-0.065 (-3.2)* **	0.0004 (1.0)
Adj-R ²	-0.02	0.09	0.37	0.08	0.00	0.13	0.77	0.66	0.99
N	30	30	30	30	30	60	60	60	60
D-W	1.6	1.4	1.4	1.0	1.6	1.4	1.5	2.1	2.0

注 1. 在截面分析中, 初始劳均 GDP 是 1982 年劳均 GDP, 而在 Panel 分析中分别是 1982 和 1990 年的劳均 GDP; 2. 在 Panel 分析中, 我们做了 White 异方差调整, 同时考察了固定效应; 3. 括号内是 T 值, * **、* * 和 * 分别表示通过显著水平为 1%、5% 和 10% 的检验。

从回归结果看, 由回归方程 (1) 可知, 在 1978—1998 年间, 经济增长速度与 1982 年的劳均 GDP 并不呈现出显著的负相关关系, 即我国不存在绝对 β 趋同。就物质资本、人力资本、技术转移和技术进步对我国省区经济增长趋同的单独影响看, 由回归方程 (2) \ (3) \ (4) \ (5) 可知, 人力资本和技术转移贡献的增长率与 1978 年的劳均 GDP 都存在较为显著的负相关关系; 物质资本则呈现出较为显著的正相关关系, 技术创新的贡献不显著。这表明, 回归结果同样揭示了, 在 1982—1998 年间, 技术转移和人力资本使我国省区间经济增长趋同; 而物质资本则使我国省区间的经济增长趋异。

为了稳健起见, 我们把 1982—1998 年间划分为 1982—1990 和 1990—1998 等两个子区间, 做 Panel 分析 (Islam, 1995)¹³ 由表 2 的右半部分可知, 与截面分析相比, 在 Panel 分析中, 初始值的回归系大小发生了变化, 但符号

¹³ 我们采用 Panel 分析的原因有两个: 第一, 从方法论的角度看, Islam (1995) 发现在趋同分析中, 截面分析是有偏的, 建议采用 Panel 分析; 第二, 从数据可靠性上看, 本文采用永续盘存法模拟各省区的资本存量, 最初几年的资本存量数据难免会依赖于初始点的选择, 因此分段考察可能会弥补其不足。

与截面分析一致，而且显著水平明显提高。因此，Panel 分析强化了我们在截面分析中的发现。

需要强调的是，本小节的发现具有很强的经济含义，它为我们进一步探索我国经济增长分布从“单峰”状演进为“双峰”状的背后机制提供了有价值的线索。正如 Quah (1996) 所指出的，整体而言，“双峰”趋同是一种趋异。在本小节，我们把我国 1982—1998 年间的经济增长归因于物质资本、人力资本、技术转移和技术创新，然后分别考察了四者在我国省区经济增长趋同中的单独作用，技术转移和人力资本的单独作用都使我国省区经济增长在 1982—1998 年间呈现出趋同，显然与该期间逐步呈现出“双峰”趋同的事实相左。这表明，仅仅是人力资本或者是技术转移不可能主导着我国经济增长分布从“单峰”状演进为“双峰”状。考虑到物质资本在 1982—1998 年间主导着我国经济增长，而且使省区经济增长趋异，也许，物质资本自身或者物质资本和其他因素的共同作用，是我国经济增长分布从“单峰”状逐步演进为“双峰”状的源泉，在第五部分我们将做详细的分析。

五、经济增长分布的演进机制

(一) 从“单峰状”演进到“双峰状”的背后因素

由本文第二部分的分析可知，我国经济增长分布演进的事实是，进入 20 世纪 90 年代从“单峰状”演进到“双峰状”，在这里我们将重点从物质资本、人力资本、技术转移和技术创新的角度直接分析我国经济增长分布演进的原因。考虑到这种演进主要是发生在 20 世纪 90 年代，我们不妨先将分析的样本区间缩小为 1990—1998¹⁴，着重考察经济增长分布是如何从“单峰状”演进到“双峰状”的。

我们把式 (6) 重新表示为

$$y_{1998} = (ck \times ct \times ce \times ch)y_{1990}, \quad (7)$$

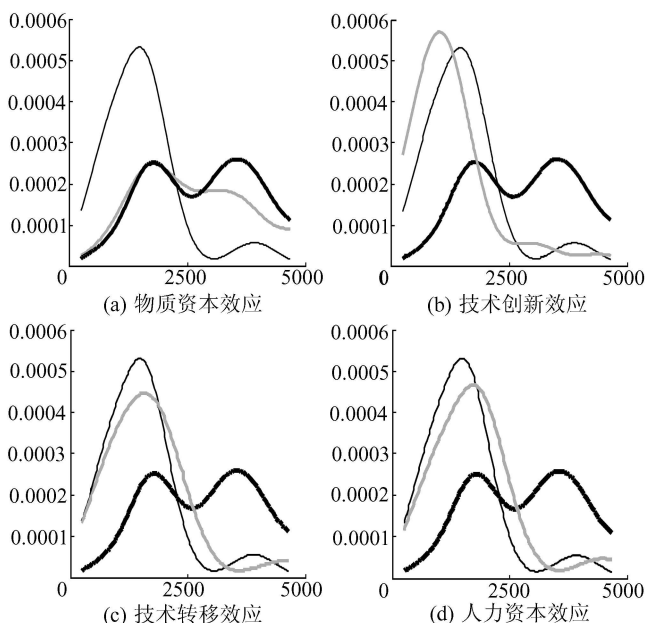
式 (7) 表明，造成经济增长分布从 1990 年“单峰状”演进到 1998 年“双峰状”的原因，可以从物质资本、人力资本、技术转移和技术创新的角度来寻找。

首先我们构造物质资本、人力资本、技术转移和技术创新的单独影响，即假设在 20 世纪 90 年代只存在物质资本或者人力资本或者技术进步或技术转移时，全国 30 个省区的经济增长分布。根据式 (7)，我们构造如下

¹⁴ 另外，我们这样处理可以大大提高资本数据的可靠性，因为在 1990 以前的资本折旧可以大大降低初始资本存量的影响。

$$\begin{aligned} y_{1998}^{ck} &= ck \times y_{1990} ; & y_{1998}^{ct} &= ct \times y_{1990} ; \\ y_{1998}^{ce} &= ce \times y_{1990} ; & y_{1998}^{ch} &= ch \times y_{1990} . \end{aligned} \quad (8)$$

式(8)刻画了假定1990—1998年间只存在物质资本或人力资本或技术进步或技术转移时,全国30个省区1998年“虚拟”的经济增长情况,¹⁵其分布见图4。



注:在每幅图形中,最粗的和最细的线分别是30个省区1998和1990经济增长的实际分布图;次粗线在图4a、4b、4c和4d则分别刻画了物质资本积累、技术创新、技术转移和人力资本对30个省区经济增长分布在1990—1998年间演进中的单独影响。

图4 单独效应

为了更好地体会物质资本、人力资本、技术转移和技术创新的单独效应,我们不妨先考察全国30个省区1998和1990实际的经济增长分布(在图4a中表示为最粗的和最细的两条线)。从图形上看,1990年和1998年的实际增长分布图分布分别是“单峰状”和“双峰状”,二者相差甚远。显然如果在1990—1998年间不存在物质资本、人力资本、技术进步和技术转移,则1998年虚拟的经济增长分布就是1990年的经济增长分布。

现在,我们假定在1990—1998年间只存在物质资本积累,则1998年虚拟的经济增长分布就如图4a中的次粗线所示,显然是“双峰状”分布,与1998年实际经济增长分布几乎重合。毋庸置疑,在图4a中,全国30个省区

¹⁵ 为了与实际值相区别,我们采用“虚拟”一词。

的经济增长分布从“细线”到“次粗线”的演进，反映了物质资本积累在我国经济增长分布演进中的主导作用：不仅使所有经济体都变得更加富有，表现为虚拟经济增长分布向右平移；而且创造了许多经济增长奇迹，表现为穷经济体所占的比重大幅度下降，富经济体所占比重的大幅度上升。这与资本积累是1982—1998年间各省区经济增长的主导因素的结论相吻合。

我们假定在1990—1998年间只存在技术进步，则1998年虚拟的经济增长分布就如图4b中的次粗线所示。从图形上看，技术进步并不能够使1998年的经济增长分布呈现出“双峰状”，而且其“单独影响”似乎有点负面。具体而言，与1990年的实际经济增长分布相比，使经济增长分布明显向左平移。

我们假定在1990—1998年间只存在技术转移，则1998年虚拟的经济增长分布就如图4c中的次粗线所示。从图形上看，技术进步也不能够使1998年的经济增长分布呈现出“双峰状”，但其“单独影响”是正面的。具体而言，与1990年的实际经济增长分布相比，使经济增长分布向右略微平移，而且使穷经济体所占比重显著地下降。

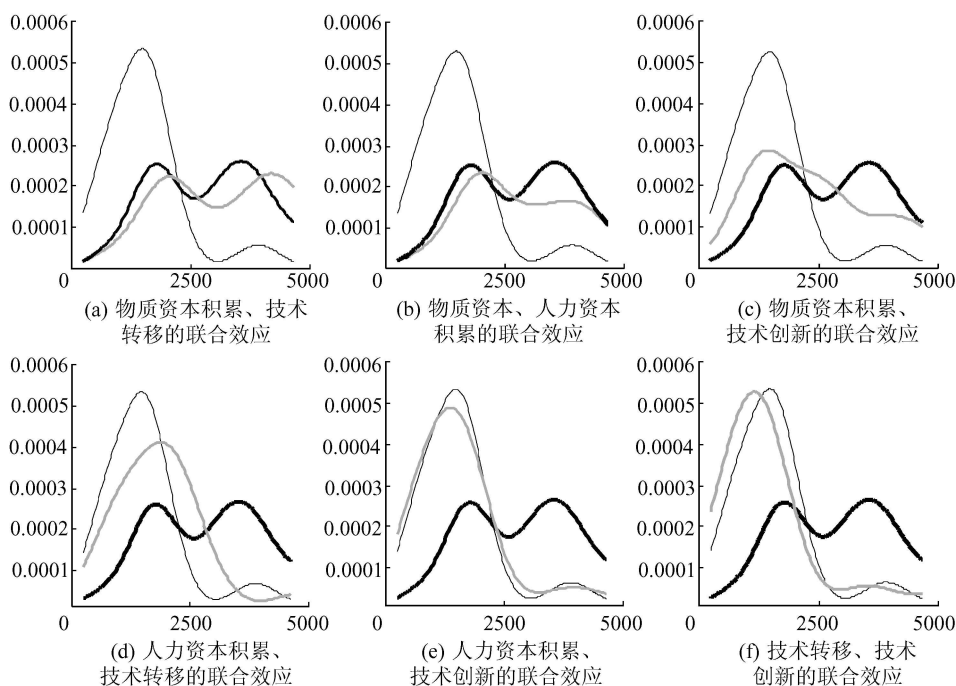
我们假定在1990—1998年间只存在人力资本积累，则1998年虚拟的经济增长分布就如图4d中的次粗线所示。从图形上看，人力资本同样不能够使1998年的经济增长分布呈现出“双峰状”，但其“单独影响”与技术转移的类似，是正面的。

接下来，我们构造物质资本、人力资本、技术转移和技术创新的联合影响。从组合的角度看，存在三种类型的联合影响，即两两组合（ C_4^2 ）的影响，三三组合（ C_4^3 ）的影响以及四者的综合影响。考虑到四者的综合影响就是1998年全国30个省区的实际经济增长，我们重点考察两两组合和三三组合在1990—1998年间对我国省区经济增长分布演进的作用。不妨先考察两两组合的联合影响，根据式（7），我们构造如下

$$\begin{aligned} y_{1998}^{ckt} &= ck \times ct \times y_{1990} ; & y_{1998}^{cke} &= ck \times ce \times y_{1990} ; & y_{1998}^{cet} &= ce \times ct \times y_{1990} ; \\ y_{1998}^{ckh} &= ck \times ch \times y_{1990} ; & y_{1998}^{ceh} &= ce \times ch \times y_{1990} ; & y_{1998}^{cht} &= ch \times ct \times y_{1990} . \end{aligned} \quad (9)$$

式（9）刻画了假定1990—1998年间只存在资本积累、技术进步等6种（ $C_4^2=6$ ）两两组合时，全国30个省区1998年“虚拟”的经济增长，其分布见图5。图5a、5b和5c是物质资本分别与技术转移、人力资本和技术创新组合的联合效应，从图形上看，全国30个省区1998年的虚拟经济增长分布仍然都明显呈现出了“双峰状”；图5d、5e和5f是不存在物质资本积累效应的其他三种联合效应，从图形上，在人力资本、技术进步和技术转移两两组合的共同影响下，全国30个省区1998年的虚拟经济增长分布却都呈现出了

“单峰状”，与1990年的实际经济增长几乎一致。这表明，在1990—1998年间，虽然人力资本、技术进步和技术转移不会使全国30个省区的经济增长分布呈现出“双峰状”，但由于资本积累主导着各省区的经济增长，人力资本、技术进步和技术转移也不能够阻止我国省区的经济增长分布逐步从“单峰状”演进为“双峰状”。



注：在每幅图形中，最粗的和最细的线分别是30个省区1998和1990经济增长的实际分布图；次粗线在图5a、5b和5c则分别刻画了物质资本积累和技术转移、人力资本、技术创新联合对全国30个省区经济增长分布在1990—1998年间演进中的影响，在图5d、5e和5f中则分别刻画了技术转移、人力资本和技术创新两两组合对全国30个省区经济增长分布在1990—1998年间演进中的影响。

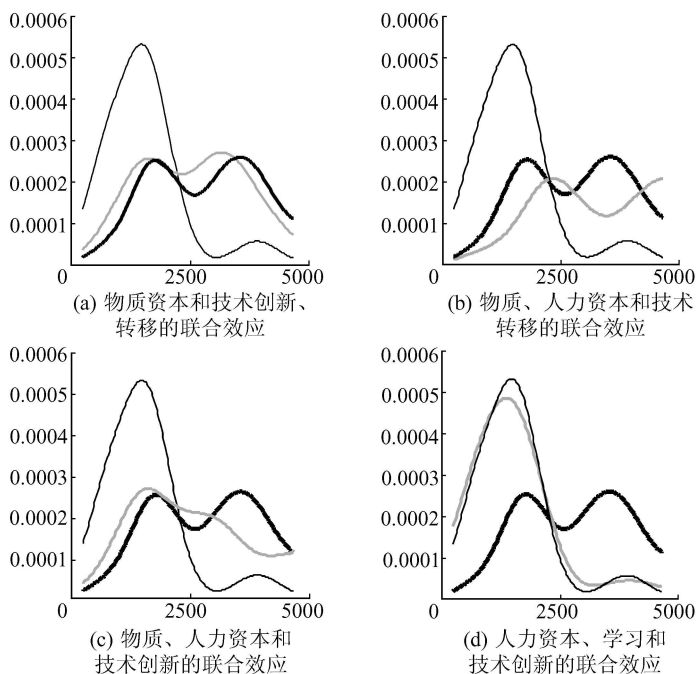
图5 两两组合效应图

最后，我们考察物质资本、人力资本、技术转移和技术创新三三组合的联合影响，根据式(7)，我们构造如下

$$\begin{aligned}
 y_{1998}^{ckcct} &= ck \times ce \times ct \times y_{1990}; & y_{1998}^{ckhct} &= ck \times ch \times ct \times y_{1990}; \\
 y_{1998}^{ckcech} &= ck \times ce \times ch \times y_{1990}; & y_{1998}^{ctcech} &= ct \times ce \times ch \times y_{1990}.
 \end{aligned} \quad (10)$$

式(10)刻画了假定1990—1998年间只存在物质资本、技术转移和技术进步等4种($C_4^3=4$)三三组合时，全国30个省区1998年“虚拟”的经济增

长，其分布见图 6。图 6a、6b 和 6c 是有物质资本积累的联合效应，从图形上看，全国 30 个省区 1998 年的虚拟经济增长分布仍然大都明显呈现出了“双峰状”；图 6d 揭示了当不存在物质资本积累效应时，人力资本、技术进步和技术转移的共同影响，从图形显示，全国 30 个省区 1998 年的虚拟经济增长分布呈现出了“单峰状”，与 1990 年的实际经济增长几乎一致。



注：在每幅图形中，最粗的和最细的线分别是 30 个省区 1998 和 1990 经济增长的实际分布图；次粗线在图 6a、6b、6c 和 6d 则分别刻画了物质资本、人力资本、技术转移、技术创新三三组合对 30 个省区经济增长分布在 1990—1998 年间演进中的联合影响。

图 6 三三组合效应图

通过以上 14 种组合 ($C_4^1 + C_4^2 + C_4^3 = 14$) 的模拟分析，我们考察了物质资本、人力资本、技术转移和技术创新等在中国省区增长分布从“单峰状”逐步演进到“双峰状”的作用，发现在 20 世纪 90 年代逐渐出现的双峰趋同主要是由物资资本累积单独主导的。

(二) 进一步讨论

为了稳健起见，在本小节，我们将给出了 1990—1998 年间经济增长分布的计量检验，即采用非参数估计方法的最近进展来检验两种分布之间是否存在显著的差异 (Pagan and Ullah, 1999; Qi Li, 1996; Kumar and Russell, 2002)，同时考察物质资本、人力资本、技术转移和技术创新等在我国 1982—

1998 年间经济增长分布演进中的作用。

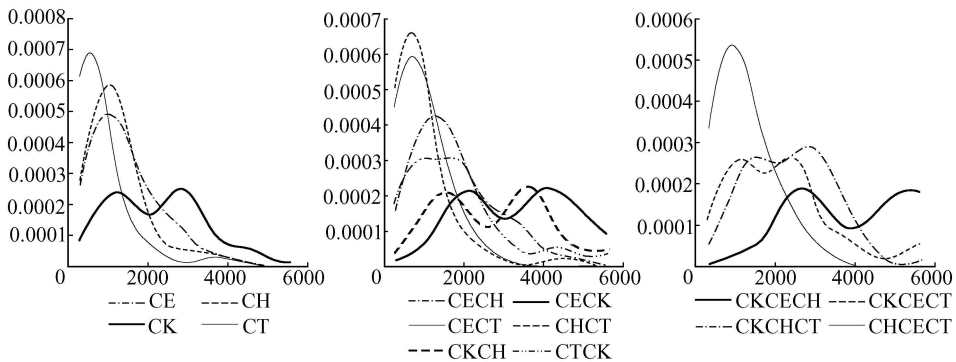
首先我们给出了 1990—1998 年间经济增长分布的计量检验。统计变量的构造请参阅附录 B, 检验结果见表 3。表 3 给出了 15 个计量检验, 表中的第一个统计量是检验 1998 年的增长分布是否与 1990 年的增长分布相同, 如同图 1 所揭示的那样, 第一个统计量能够通过显著水平为 1% 的检验, 我们拒绝零假设, 即 1998 年的经济增长分布不同于 1990 年的经济增长分布; 后面的 14 是计量检验在 1990—1998 年间物质资本、人力资本、技术进步和技术转移在我国经济增长分布从“单峰状”演进为“双峰状”中的作用。如果我们仔细观察这 14 个统计量, 则会发现, 无论是四者的单独效应, 还是联合效应, 当不存在物质资本积累时, 可以显然地拒绝零假设; 当存在物质资本积累时, 大都无法拒绝零假设, 即我们无法拒绝如下结论: 有物质资本积累的虚拟分布与实际经济增长分布不存在显著差异。因此, 我们可以得出结论, 规范地计量检验支持上小节的结论, 即在 1990—1998 年间, 我国省区间逐渐出现双峰趋同主要是由物质资本积累造成的。

表 3 经济增长分布存在差异的假设检验

零假设	$f(l_y) = g(l_y)$	$f(l_y) = g(l_y^{jk})$	$f(l_y) = g(l_y^{je})$	$f(l_y) = g(l_y^{jh})$	$f(l_y) = g(l_y^{jt})$
1990—1998	6.50***	0.76	5.43***	5.34***	10.46***
1982—1998	14.46***	2.66***	7.95***	11.00***	17.91***
零假设	$f(l_y) = g(l_y^{jkce})$	$f(l_y) = g(l_y^{jch})$	$f(l_y) = g(l_y^{jcht})$	$f(l_y) = g(l_y^{jceh})$	$f(l_y) = g(l_y^{jctt})$
1990—1998	0.90	1.07	1.59	4.42***	8.31***
1982—1998	1.19	0.90	4.35***	4.61***	13.50***
零假设	$f(l_y) = g(l_y^{jcht})$	$f(l_y) = g(l_y^{jckct})$	$f(l_y) = g(l_y^{jckch})$	$f(l_y) = g(l_y^{jckct})$	$f(l_y) = g(l_y^{jctch})$
1990—1998	8.18***	0.79	2.41**	1.09	6.48***
1982—1998	16.16***	1.76**	3.92***	3.52***	10.36***

注: $f(\cdot)$ 和 $g(\cdot)$ 是 Kernel 分布函数, 统计量服从渐进正态分布; * * *、* * 分别表示通过显著水平为 1% 和 5% 的统计检验, 考虑到样本只有 30 个, 我们采用的其相应的临界值分别是 2.33 和 1.64 (Kumar, Russell 2002)。

接着, 我们把样本区间扩大到 1982—1998, 考察在该区间内, 物质资本、人力资本、技术进步和技术转移在我国经济增长分布演进中的作用, 结果见图 7 和表 3。从图形上看, 在 1982—1998 年间, 就单独效应而言, 只有物质资本使中国省区的经济增长分布呈现出双峰状; 就联合效应而言, 与物质资本有关的联合效应大都使中国省区的经济增长分布呈现出双峰状; 而没有物质资本的联合效应则没有。由表 3 可知, 规范的计量检验同样揭示了当不存在物质资本积累时, 我们可以拒绝零假设; 当存在物质资本积累时, 则无法拒绝大部分零假设。这一切表明, 我们把样本区间扩大到 1982—1998, 上述结论仍然成立。



注：第一幅图刻画了物质资本、人力资本、技术转移和技术创新的单独效应；第二幅图刻画了四者两两组合的联合效应；第三幅图是三三组合的联合效应；在每幅图形中，粗线刻画了与物质资本积累效应相关的单独效应和联合效应，大都呈现出双峰状。

图7 物质资本、人力资本、技术转移和技术创新在1982—1998间的效应

最后，为了避免夸大资本积累在决定中国省区“双峰趋同”中的真实作用，我们考察了经济增长对资本积累的反馈作用¹⁶。从已有的文献看，人们对资本积累与经济增长的相互关系存在争议，如 De Long 和 Summers (1991) 等人认为设备投资决定一个经济体的经济增长；而 Blomström、Lipsey 和 Zeng (1996) 等基于二战后的经验则强调，经济增长对随后的投资具有显著的影响。就我国而言，由表4可知，我们可以接受零假设，即从 Granger 因果意义上说，经济增长不是物质资本积累的原因。¹⁷既然如此，那么我们有理由认为，上述结论并没有因经济增长的反馈作用而夸大，是稳健的。

表4 Granger 因果关系检验

零假设	劳均 GDP does not Granger cause 劳均资本存量								
滞后阶数	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1952—1995	0.032	0.081	0.071	0.078	0.228	0.387	0.482	0.524	0.724
1978—1998	0.018	0.081	0.053	0.048	0.141	0.190	0.318	0.400	

注：全国劳均 GDP 和资本存量是二阶平稳的，数据来源于舒元和徐现祥(2002)；采用 Schwert 公式计算最高滞后阶数，即 $L = \text{int}\{1\alpha(T/100)^{1/4}\}$ ；本表报告的是零假设成立的相应概率。

通过以上规范的计量检验，我们发现资本积累是造成我国省区经济增长分布从“单峰状”演进为“双峰状”的主导因素这个结论是相当稳健的。

¹⁶ 匿名审稿人认为：“在对经济增长问题的研究中，内生性问题不容忽视。资本积累决定经济增长，经济增长反过来也对资本积累产生影响，这种相互影响一般会夸大资本积累在决定地区收入差距中的真实作用”。对此批评性建议，我们表示感谢。

¹⁷ 当然，本文是从全国的角度，而不是从分省的角度来检验经济增长与物质资本积累之间的 Granger 因果。考虑到后者的工作量和本文的主题，我们将另文研究。

六、结论性评述

本文采用 Kernel 密度图考察了我国 1978—1998 年间省区增长分布的演进,发现进入 20 世纪 90 年代增长分布逐渐从“单峰状”演进为“双峰状”。增长文献把这种现象称为“双峰趋同”或者“两俱乐部趋同”。

接着,本文以 Färe et al (1994) 和 Kumar、Russell (2002) 贡献为基础,采用数据包络法 (DEA),把我国 30 个省区在 1978—1998 年间的经济增长归因于物质资本、人力资本、技术进步和技术转移(效率提高)。在此基础上,我们借助 Kernel 密度图,通过 14 种组合 ($C_4^1 + C_4^2 + C_4^3 = 14$) 的模拟分析来探索我国省区增长分布从“单峰状”演进为“双峰状”的背后机制,结果发现,物质资本是造成我国经济增长分布从“单峰状”逐渐演进为“双峰状”的主要因素,而人力资本、技术创新和技术转移等则不是。值得强调的是,本文的这个发现是相当稳健的。

本文的另外两个发现也值得强调。第一,在 1982—1998 年间,技术转移使我国省区间的经济增长趋同。这表明我国存在新经济增长理论所强调的经济趋同的源泉——技术转移,只可惜技术转移并不主导着我国省区的经济增长。第二,在 1982—1998 年间,人力资本也使我国省区经济增长趋同。这个发现有点让人吃惊,众所周知,新经济增长理论把各个经济体经济增长绩效的差异归因于人力资本 (Lucas, 1988),但基于 Summer-Heston 数据库的更加细致研究发现,在 1967—1987 年间,人力资本(用受教育程度表示)的数量使全球经济体趋同;而人力资本的回报却使经济体趋异 (O'Neil, 1995)。就我国而言,本文的发现与蔡昉 (2002) 的论断是一致的,“教育成为地区间发展趋同的条件”(第 99 页),但我们同时发现,人力资本同样不能够主导着我国省区的经济增长。

附 录

本文全部采用高斯正态 Kernel 估计我国省区的经济增长分布,即在每一点 x 上的密度是, $f(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n k\left(\frac{x_i - x}{h}\right)$, 其中 $h = 0.9AN^{-1/5}$, A 、 N 和 $k(\cdot)$ 分别是标准差、观察值个数和高斯正态分布函数;点 x 的取法是,把 1978 年的劳均实际 GDP (y) 分成 200 份, x 依次取值为 $x_j = y_{\min} + (y_{\max} - y_{\min})j/200$, $j = 0, 1, \dots, 199$ 。

检验两个分布 ($f(x)$ 和 $g(y)$) 存在差异的统计量是 $T = nA^{1/2} I / \hat{\delta}$, 其中

$$I = \frac{1}{N^2 A} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \left[k\left(\frac{x_i - x_j}{A}\right) + k\left(\frac{y_i - y_j}{A}\right) - k\left(\frac{y_i - x_j}{A}\right) - k\left(\frac{x_i - y_j}{A}\right) \right],$$

$$\hat{\delta}^2 = \frac{1}{N^2 A \pi^{1/2}} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \left[k\left(\frac{x_i - x_j}{A}\right) + k\left(\frac{y_i - y_j}{A}\right) + 2k\left(\frac{x_i - y_j}{A}\right) \right],$$

$k(\cdot)$ 是高斯正态分布。Fan 和 Ullah (1999) 证明了 T 渐进服从标准正态分布。

参考文献

- [1] 蔡昉,《制度、趋同与人文发展》。北京:中国人民大学出版社,2002年。
- [2] 蔡昉、都阳,“中国地区经济增长的趋同与差异”,《经济研究》,2000年第10期,第30—37页。
- [3] 林毅夫、刘培林,“中国的经济发展战略与地区收入差距”,《经济研究》,2003年第3期,第19—25页。
- [4] 刘树成、李强、薛天栋,《中国地区经济发展研究》。北京:中国统计出版社,1994年。
- [5] 世界银行,《2001人类发展报告》。北京:中国财经出版社,2001年。
- [6] 舒元、徐现祥,“中国经济增长模型的设定:1952—1998”,《经济研究》,2002年第11期,第3—11页。
- [7] 王绍光、胡鞍钢,《中国:不平衡发展的政治经济学》。北京:中国计划出版社,1999年。
- [8] 魏后凯,“中国地区经济增长及其收敛性”,《中国工业经济》,1997年第3期,第31—37页。
- [9] Bernard, A. and C. Jones, “Technology and Convergence”, *The Economic Journal*, 1996, 106, 1037—1044.
- [10] Blomström, M., R. Lipsey and M. Zejan, “Is Fixed Investment the Key to Economic Growth?”, *Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111, 269—276.
- [11] Bourguignon, F., and C. Morrisson, “Inequality Among World Citizens: 1820—1992”, *The American Economic Review*, 2002, 92, 727—744.
- [12] De Long, B., and L. Summers, “Equipment Investment and Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106, 445—502.
- [13] Dowrick, S. and M. Rogers, “Classical and Technological Convergence: Beyond the Solow-Swan Growth Model”, *Oxford Economic Papers*, 2002, 54, 369—385.
- [14] Durlauf, S. and D. Quah, “The New Empirics of Economic Growth”, *NBER Working Paper*. W6422, 1998, February.
- [15] Fan, Y. and A. Ullah, “On Goodness-of-Fit Tests For Weakly Dependent Processes Using Kernel Method”, *Journal of Nonparametric Statistics*, 1999, 11, 337—360.
- [16] Färe, R., S., Grosskopf, M., Norris, and ZhongYang, Zhang, “Productivity Growth, Technical Progress, And Efficiency Change In Industrialized Countries”, *The American Economic Review*, 1994, 84, 66—83.
- [17] Hall, R. and C. Jones, “Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?”, *Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114, 83—116.
- [18] Islam, N., “Growth Empirics: A Panel Data Approach”, *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110, 1127—1170.
- [19] Jones, C., “On the Evolution of the World Income Distribution”, *Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11(3), 19—36.
- [20] Kumar, S., and R. Russell, “Technological Change, Technological Catch-up, and Capital Deepening: Relative Contributions to Growth and Convergence”, *The American Economic Review*, 2002, 92, 527—548.
- [21] Li, Qi, “Nonparametric Testing of Closeness between Two Unknown Distribution Functions”, *Econometric Reviews*, 1996, 15, 261—274.
- [22] Lucas, R., “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22, 3—42.

- [23] O'Neil , D. , " Education and Income Growth : Implications for Cross-Country Inequality " , *Journal of Political Economy* , 1995 , 103 , 1289—1301.
- [24] Quah , D. , " Twin Peaks : Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics " , *The Economic Journal* , 1996 , 106 , 1045—1055.
- [25] Sala-I-Martin , X. , " The World Distribution of Income " , <http://www.nber.org/papers/w8933> , 2002 , May.
- [26] Temple , J. , " The New Growth Evidence " , *Journal of Economic Literature* , 1999 , XXXVII , 112—156.
- [27] Zheng Jinghai , Liu Xiaoxuan and A. Bigsten , " Ownership Structure and Determinants of Technical Efficiency : An Application of Data Envelopment Analysis to Chinese Enterprises (1986—1990) " , *Journal of Comparative Economics* , 1998 , 26(3) , 465—484.

Growth Dynamics in Chinese Provinces (1978—1998)

XIANXIANG XU YUAN SHU
(*Sun Yat-sen University*)

Abstract Over the last two decades , the distribution of labor productivity across provinces in China has been gradually transformed from a uni-modal into a bimodal distribution , so " twin-peak " or " two-club " convergence has emerged. Based on data envelope approach , we decompose labor productivity growth of the provinces into components attributable to technological change , technological catch-up , physical capital and human capital accumulation. We analyze the evolution of the cross-province distribution of labor productivity in terms of the quadripartite decomposition , finding that physical capital is the primary driving force for both growth and " twin-peak " convergence.

JEL Classification O30 , O47 , D24