

经济发展潜能与人力资本质量*

□刘 伟 张立元

摘要:本文以人力资本数量和质量的测算为切入点,研究人均产出水平差异的成因与中国经济的发展潜能问题。本文依据真实经济周期模型确定人力资本数量的“基准水平”,推导得出人力资本质量测算公式。由此测算全球经济、7个经济区域、4个经济组织、73个经济体的人力资本质量及年均增长率,按照测算结果从总量和人均这两个层面对其经济增长进行核算分析。本文发现,人力资本质量水平的跨国差异能够解释人均产出水平跨国差异的绝大部分,这两种差异将长期存在,即使高收入经济体之间也未显示出趋同的经验证据。测算结果表明,中国经济的人力资本质量水平显著落后于发达国家且其提升速率确已逐渐放缓。这一经济事实既决定了长期内中国仍将是发展中经济体,又成为制约中国经济可持续发展潜能的重要因素。因此,人力资本质量水平快速提升是中国经济实现潜在发展能力的关键,更是实现赶超目标的基础。而合乎数理逻辑、易于观测、在政策实践中可操作性较好且空间较大的人力资本质量提升途径是消费产出比的扩大。本文预测,若将中国经济消费产出比在未来30年内平稳扩大至2017年美国经济的0.865,仅此就能确保中国最晚可于2027年成为高收入经济体。同时,若能辅之以成熟度不断提高的市场经济体制并将政府支出侧重于持续优化整个教育体系、加大人力资本投资、强化基础研究,或将缩短中国成为发达经济体和领先经济体的时间进程。本文预测,若人力资本质量提升的年均率额外再增加1%,2024年,中国就可跻身高收入经济体;2049年,人均产出水平接近5万美元,达到美国的54.7%。

关键词:人力资本质量 跨国人均产出差异 经济发展潜能

一、引言

不同经济体在实际人均产出增长率方面的差异,长期累积表现为人均收入水平的高低。学术界对其成因的研究由来已久,为此也提出了诸多经济增长理论和模型,最早可追溯至古典经济学家,如休谟(David Hume)、斯密(Adam Smith)、马尔萨斯(Thomas Robert Malthus)、李嘉图(David Ricardo)、穆勒(John Stuart Mill)等都对此做出过阐释,马克思对这一问题也曾关注并做出过深入分析(刘伟、范欣,2019)。19世纪70年代,边际学派逐渐兴起,经济学家的研究重点也从经济增长转向社会改革与福利,对基于边际方法的精确分析和资源优化配置的重视不断加强,增长理论不可避免地边缘化(Rostow, 1990)。1945年之后,美国经济的持续繁荣以及欧洲和日本的快速复苏,使得若干经济学家转而探寻经济体内生的力量(Rostow, 1990)。随着“数学作为一种语言”被用于表述经济理论,20世纪50年代中期,新古典增长理论的数理体系基本确立,80年代后期时更趋完整(Rostow, 1990; Tobin, 1955; Solow, 1956; Swan, 1956; Lucas, 1988)。及至90年代,在尝试克服新古典增长理论和模型不足之处的基础上,学者们构建出内生增长理论(Romer, 1990; Grossman and Helpman, 1991; Aghion and Howitt, 1992)。

*本文为受中共中央宣传部委托的社会科学研究重大课题“到2035年中国经济发展潜能与新动能分析”(批准号:18VBN009;责任单位:中国人民大学)研究成果中的一部分。

针对长期内经济体实际人均产出增长以及跨国人均产出差异的成因,不同经济增长理论提供的各种解释难免存在分歧,有时甚至会得出截然相反的结论。古典经济学家普遍认为,真实要素特别是土地、资本、劳动是决定产出的三大真实要素。类似地,倡导新古典增长理论的学者们也认为要素积累方面的差异能够解释跨国收入的差异。有人认为物质资本积累速率的差异能够解释人均产出的不同(Solow, 1956; Manuelli, 2014)。也有人认为,解释经济增长和发展的跨国差异时,人力资本方面的差异起着关键作用(Lucas, 1988; Manuelli, 2014)。而增长经济学新古典复兴的反对者们认为,人均产出跨国差异的大部分并非起因于人力资本或者物质资本方面的差异,而是由于索洛余项的差异,亦即全要素生产率的差异,等等(Manuelli, 2014; Klenow and Rodriguez-Clare, 1997; Hall and Jones, 1999; Parente and Prescott, 2000; Bils and Klenow, 2000)。

一国经济能否持续发展,尤其是作为经济发展水平落后的发展中国家能否保持持续增长动能,进而跨越“贫困陷阱”并在此基础上跨越“中等收入陷阱”,进而实现对发达经济的赶超目标,即实现经济发展意义上的现代化,成为当代经济学十分关注的理论和实践命题。特别是我国经济经过新中国成立70年来,尤其是改革开放40年来持续高速增长(年均增长率9.5%以上),还能否继续保持持续增长的势头?克服了贫困(1998年)进入新常态达到当代上中等收入阶段之后(2010年),是否具有可持续发展能力?更是具有极为重要的现实意义的问题。相应地,关于中国经济发展未来潜在增长率的研究业已成为学界关注的焦点之一。潜在经济增长率在相当大的程度上受要素效率(包括劳动和资本的产出效率)和全要素生产率的影响,而影响和制约要素效率及全要素生产率水平的因素又十分复杂,包括制度、机制及政策方面的因素,也包括发展、创新及资源方面的因素等等。其中人力资本的积累,特别是人力资本质量水平的提升具有极为重要的作用。正因如此,联合国在2015年提出《至2035年长期世界发展纲要》时,所列17项举措中第一次把教育(包括基础教育、高等教育以及终生教育等)等与人力资本积累和质量水平提升相关因素作为重要的约束条件。依据OECD提出的宽泛定义,“人力资本是由具体个人来体现,能够增进个人、社会及经济这三方面福利的知识、技能、能力、禀赋”(OECD, 2001)。世界银行的测算结果表明,大多数国家中超过六成的社会财富来源于人力资本(World Bank, 1997)。同时人力资本投入和积累、质量和水平与要素产出效率、全要素生产率、技术进步等及由此规定的潜在增长率有极为深刻的内在联系。因此,在人力资本视角下探索上述问题兼具理论上与事实上的合理性。本文尝试分析人力资本、全要素生产率、技术变化三者之间的关系,进而探索经济体长期增长及人均产出国际差异的成因。在此基础上,进一步讨论中国经济潜在增长率及发展潜能,进而考察实现现代化目标所需要的人力资本条件。

二、理论模型

(一)人力资本的设定

本文从数量和质量两个维度设定并测算人力资本(Manuelli, 2014; 刘伟、张立元, 2018; 张立元, 2018; Wößmann, 2003)。就数量维度而言,不考虑质量方面的差异时,测算人力资本投入量的最恰当方法是标准实际工时数,最简单的方法则是直接使用统计部门公布的劳动人口数量(OECD, 2008)。然而,即使不考虑所得结果能否准确体现人力资本的数量,以非货币单位核算的诸多方法始终存在一个问题,将其测算结果纳入生产函数进行研究时会导致与其他经济变量的量纲无法协调。成本法和收入法以及其他各种衍生方法采用货币单位核算人力资本的数量。但在人力资本理论的投资—消费二分性视角下,最终消费可以解释为维护人力资本的成本支出,亦可以将其视为对人力资本的投资,但到底是消费还是投资很难对此进行严格区分(Kiker, 1996)。这也是采用这种方法测算结果可靠性不足的原因所在。有学者开发出一个基于终生收入法中常见假设的人力资本测算方法,亦有学者基于类似方法得到“单位人力资本”这一概念(Dagum and Slottje, 2000; 朱平芳、徐大丰, 2007)。两者均是在各国“非熟练劳动力等效水平”相同的假设下按传统方法测算人力资本(Jones, 2014)。本文借鉴“单位人力资本”和“非熟练劳动力等效水平”这两个概念,提出以货币单位测算人力资本数量的“基准水平”。

就质量维度来说,如何进行测算始终是困扰学者们的主要难题。主要原因在于,若要考虑人力资本异质性及质量方面的差异,就需要在微观层面上从企业和家庭收集统计数据,但其难度和成本非常之高,在现实中很难做到(World Bank, 1997)。同时基于微观层面考察时能够反映人力资本质量差异的指标很多,但多数指标的适用性欠佳,如教育投入、教育收益率、认知能力的直接测试等(Manuelli, 2014; Wöβmann, 2003)。此外,学者们有时会依据人力资本质量的测算结果对其存量水平进行调整,再将之用于增长与发展跨国差异的研究(Manuelli, 2014)。但是,相关研究均未对人力资本和全要素生产率之间的关系以及人均收入因此而形成的差异的原因给予深入说明。

本文通过分析人力资本与技术变化的关系,对人力资本的数量与质量进行设定。竞争性市场均衡状态下,人力资本所有者的收入能够反映其已实现的价值,若设定一个人力资本数量的“基准水平”,诸多个体之间收入水平的差异就归因于其在人力资本质量方面的不同;此时,就可合理且直观地推论,人力资本质量与其所有者收入正相关。个体经济人的收入直接影响并决定其消费水平,于是,个体经济人的消费水平将取决于其人力资本质量。而在人力资本理论投资—消费二分性的视角下,人力资本质量又受到消费水平的影响。因此,从个体经济人消费水平的变化出发来研究其人力资本质量的变化,就具有逻辑上的合理性。若个体经济人的理性选择是其效用的最大化,则构造出适当的效用函数后,通过对效用最大化问题的求解,理论上就能得出个体经济人的人力资本质量与其消费水平之间的函数关系。个体经济人实现其人力资本价值时需要参与由厂商组织的生产过程。不同个体经济人通过分工、协作组合而成厂商,可将厂商视为由诸个体经济人加总形成的集体经济人。受市场约束的厂商,其理性选择是利润最大化。这与个体经济人的效用最大化目标本质上并无差异,二者将具有相似的行为逻辑。作为集体经济人的厂商,其人力资本质量与利润最大化目标之间的关系,类似于个体经济人的人力资本质量与其效用最大化目标。厂商的利润与其产出水平紧密相关。于是,借助效用函数和生产函数,在一般均衡框架内还可求解出作为集体经济人的厂商的人力资本质量与其产出水平之间的函数关系。同样按照逻辑亦可求解出行业以至整个经济体的人力资本质量与其产出水平之间的函数关系。

人力资本质量的提升是推动长期经济增长最为根本的力量,相对于技术进步和全要素生产率而言有着相对较好的测算可行性,能够作为度量驱动长期经济增长动因的指标。依前所述,人力资本质量的提升是其所有者实现最大化效用水平提升的过程,而技术变化则是该过程的某种结果。因此,在一般均衡框架内求解效用最大化和利润最大化,即可从个体经济人、作为集体经济人的厂商以至整个经济体的层面上得出人力资本质量与消费、产出、人力资本数量之间的函数关系。该项指标的突出特点是,人力资本质量能够持续提升且不存在上限,可与物质资本存量无上限的假设相协调(Wöβmann, 2003)。

(二)理论模型的设定与人力资本质量测算方程的推导

根据理论模型并对效用函数略做调整(刘伟、张立元, 2018)。作为个体经济人的消费者,其预期终生效用最大化的动态规划问题如下。

$$\max_{\{K_t, C_t, H_t\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{1-\theta} - 1}{1-\theta} - \frac{H_t^{1-\eta} - 1}{1-\eta} \right] \quad (1)$$

式(1)中, K_t 为第 t 期期初的物质资本存量, C_t 为第 t 期的消费数量, H_t 为第 t 期期初的人力资本数量,贴现因子 $\beta \in (0, 1)$,消费数量参数 $\theta > 0$ 且 $\theta \neq 1$,人力资本参数 $\eta > 0$ 且 $\eta \neq 1$ 。消费者拥有物质资本和人力资本,价格水平标准化为1时,面临着如下预算约束:

$$C_t + S_t \leq W_t H_t + R_t K_t \quad (2)$$

式(2)中, S_t 为第 t 期的储蓄, W_t 为第 t 期的人力资本租金率, R_t 为第 t 期的物质资本租金率。本文采用新古典总量生产函数,按照新古典理论各生产要素按其边际产品得到报酬。

$$Y_t = Z_t K_t^\alpha H_t^{1-\alpha} \quad (3)$$

式(3)中, Y_t 为第 t 期的产出, Z_t 为第 t 期的人力资本质量, α 为物质资本的产出弹性。为研究人均产出水平

跨国差异的成因,需将式(3)按人均水平进行改写:

$$y_t = Z_t k_t^\alpha (H^B)^{1-\alpha} \quad (4)$$

式(4)中, y_t 为第 t 期的人均产出, $y_t = Y_t/N_t$, N_t 为第 t 期的人口数量; k_t 为第 t 期的人均物质资本存量水平; H^B 为人力资本数量的基准水平, $H_t = N_t \times H^B$ 。人力资本质量服从如下一阶自回归过程。

$$\ln(Z_t) = (1 - \rho_z) \ln(\bar{Z}) + \rho_z \ln(Z_{t-1}) + \varepsilon_t^z; \quad \varepsilon_t^z \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (5)$$

式(5)中, ρ_z 为自回归系数, \bar{Z} 为人力资本质量的稳态值,冲击 ε_t^z 是白噪声。物质资本存在折旧,假设当期投资无折旧。折旧率为 δ 时物质资本的运动方程如下:

$$K_{t+1} = I_t + (1 - \delta_t) K_t \quad (6)$$

折旧率 δ 服从如下一阶自回归过程:

$$\ln(\delta_t) = (1 - \rho_\delta) \ln(\bar{\delta}) + \rho_\delta \ln(\delta_{t-1}) + \varepsilon_t^\delta + \zeta_t^\delta; \quad \zeta_t^\delta \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_\zeta^2) \quad (7)$$

式(7)中, ρ_δ 为折旧率过程的自回归系数, $\bar{\delta}$ 为折旧率的稳态值,冲击 ζ_t^δ 也是白噪声。有利的人力资本质量冲击 $\varepsilon_t^z > 0$ 可提高物质资本的折旧率,人力资本投资能够促进有利的人力资本质量冲击出现进而加速物质资本折旧并带动其投资。经济的投资用储蓄来完成,即 $I_t = S_t$,结合上述设定,消费者预算约束可改记为:

$$C_t + K_{t+1} - (1 - \delta_t) K_t \leq Z_t K_t^\alpha H_t^{1-\alpha} \quad (8)$$

按上述设定,在竞争均衡状态时,欧拉方程之跨期消费替代的效率条件为:

$$C_t^{-\theta} = \beta E_{t+1} [C_{t+1}^{-\theta} (\alpha Z_{t+1} K_{t+1}^{\alpha-1} H_{t+1}^{1-\alpha} + (1 - \delta_{t+1}))] \quad (9)$$

欧拉方程中期内人力资本数量与消费数量之间替代的效率条件为:

$$H_t^{-\eta} = C_t^{-\theta} (1 - \alpha) Z_t K_t^\alpha H_t^{1-\alpha} \quad (10)$$

据式(3)和式(10)可得,

$$Y_t = \frac{1}{1 - \alpha} H_t^{1-\eta} C_t^\theta \quad (11)$$

由理论模型解的稳态系统可得, $\mu_k = \alpha \beta / (1 - \beta + \beta \bar{\delta})$, $\mu_k > 1$ 为稳态时的物质资本产出比。于是, $\mu_c = 1 - \bar{\delta} \mu_k$, $\mu_c < 1$ 为稳态时的消费产出比。本文依照刘伟和张立元(2018)的方法,假设人力资本质量与物质资本产出比稳态值呈反比关系,于是, $\bar{Z} = 1/\mu_k = (1 - \beta + \beta \bar{\delta})/\alpha \beta$ 且人力资本数量与产出水平之比 $\mu_n = \mu_k$,再据人口数量即可测算出 H^B (刘伟、张立元,2018)。至此,根据理论模型的对数线性系统可得:

$$Y_t = [\mu_c^{-\mu_c} (1 - \mu_c)^{-(1-\mu_c)}] (C_t)^{\mu_c} (I_t)^{1-\mu_c} \quad (12)$$

人力资本质量的测算方程为:

$$Z_{t+1} = (\bar{Z})^\alpha \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{\frac{\theta}{\beta \bar{Z}}} (H_{t+1})^{\alpha-1} (Y_{t+1})^{1-\alpha} \quad (13)$$

由测算方程式(13)可看出, Z_t 是 H^B 的严格单调递减函数;研究结果表明, H^B 对 Z_t 的增长率并无显著影响(刘伟、张立元,2018)。

三、实证研究

(一)数据来源及实际测算说明

本文从BVD-EIU CountryData数据库中选取所需数据测算各经济体的 Z_t ,据测算结果探讨人均产出水平跨国差异的成因。如何确定 H^B ,无疑会影响基于式(13)的测算以及按式(3)和式(4)进行的增长核算分析。该数据库仅可追溯至1980年,若以之为基期,考虑到不同经济体当时所处发展阶段不尽相同,在基期处于稳态的假设下,由此得出各经济体的 H^B 出现差异就在所难免。有学者研究在人均产出水平跨国差异时也允许不同国家的“非熟练劳动等效水平”存在差异(Jones, 2014)。考虑到 $\bar{Z} = 1/\mu_k$ 以及各经济体的物质资本产出比虽有高低不同但亦非相差悬殊,按基期数据计算所得之各经济体 \bar{Z} 理应不会出现过大差异。依照式(3)和式(4),可推断:若 α 保持不变, Y_t 的增长率取决于 Z_t 、 K_t 和 N_t 的增长率, y_t 的差异归因于 Z_t 、 k_t 和 H^B 的不同,而 y_t 的增

长率将仅受 Z_i 和 k_i 增长率的影响。因此, 本文将先按此测算各经济体的 Z_i 并在探讨人均产出水平跨国差异成因的过程中验证上述推断。

本文再将全球或者区域内各经济体的基期 H^0 设定为相同水平, 继续探索人均产出水平跨国差异的成因。对于两个经济体 i 和 j , 处于稳态时 $\mu_H = \mu_K$ 与 $H^0 = \mu_H \times Y$ 成立。从数理逻辑角度来看, 显然存在两个时期 t_m 和 t_n , 能够使得 $H_{t_m}^{B_i} = H_{t_n}^{B_j} = \hat{H}$ 或 $\mu_{H_{t_m}}^i \times Y_{t_m}^i = \mu_{H_{t_n}}^j \times Y_{t_n}^j$ 成立。若选取一个相同时期 t_0 并假设经济体 i 和 j 均处于稳态, 则 $H_{t_0}^{B_i} = \mu_{H_{t_0}}^i \times Y_{t_0}^i$ 及 $H_{t_0}^{B_j} = \mu_{H_{t_0}}^j \times Y_{t_0}^j$ 。对于经济体 i 在两个时期 t_m 和 t_0 的 $H_{t_m}^{B_i}$ (或 \hat{H}) 与 $H_{t_0}^{B_i}$, $\hat{H} = (\mu_{H_{t_m}}^i / \mu_{H_{t_0}}^i) (Y_{t_m}^i / Y_{t_0}^i) H_{t_0}^{B_i}$ 成立。而 $\mu_{H_{t_m}}^i / \mu_{H_{t_0}}^i$ 及 $Y_{t_m}^i / Y_{t_0}^i$ 的变动皆取决于 Z_i 和 k_i 的变动, 则 \hat{H} 与 $H_{t_0}^{B_i}$ 之间的差异亦可由 Z_i 和 k_i 的不同进行解释。上述逻辑同样适用于其他经济体。于是, 选取 1980 年作为全球各经济体的共同基期, 按照世界经济的总量数据测算出相应的 H^0_w 作为各经济体共同的人力资本数量“基准水平”, 这样就可从 Z_i 和 k_i 的不同来解释人均产出水平跨国差异。类似地, 本文还采用区域经济的总量数据测算出相应的 H^0_R 作为区域内经济体的人力资本数量“基准水平”, 探索区域内各经济体人均产出水平差异的成因。

测算人力资本质量 Z_i 时, 采用时变 α , 和时不变消费数量参数 θ 或者人力资本数量参数 η 。 Z_i 的实际测算中采用时不变 α 存在不足, 相关文献中已有较为详细的论述, 此处不赘 (刘伟、张立元, 2018; 张立元, 2018a; 张立元, 2018b)。由基于理论模型的参数约束可计算出时变 α_t 。依据理论模型稳态系统的参数约束 $\bar{\delta} = 1 + \bar{R} - (1/\beta)$, 若能获得 \bar{R} 和 β 的取值, 就可得到相应的 $\bar{\delta}$ 。再由 $\mu_K = (1 - \mu_C) \bar{\delta}$ 计算出 μ_K 。最终通过 $\alpha = \mu_K \times \bar{R}$ 或者 $\alpha = [R(1 - \mu_C)] / [1 + \bar{R} - (1/\beta)]$ 求得 α 。文献中 β 取值常大于 0.99, 如基于德国经济数据的实证研究中所选 β 取值为 0.994; 而基于中国经济数据的 β 和 $\bar{\delta}$ 取值分别为 0.996 和 0.1163 (刘伟、张立元, 2018; 张立元, 2018a; 张立元, 2018b)。测算中国经济的人力资本质量时, 本文仍采用上述 β 和 $\bar{\delta}$ 取值。对于全球其他经济体人力资本质量的测算, 采用 β 的取值为 0.994, 并将 BVD-EIU CountryData 数据库中商业银行提供给私人部门中短期贷款的平均利率 (LRAT) 作为 \bar{R} 的时间序列数据。消费产出比 μ_C 则为私人消费支出与政府消费支出之和与国内生产总值之比, 该数据库已将这 3 项指标按汇率折算为不变价格的 2010 年美元。考虑到美国经济市场竞争程度较高这一事实, 可将其相关参数用于除中国之外各经济体人力资本质量的实际测算。依据式 (11) 建立回归方程, 可得到不同经济体 θ 和 η 的估计值。鉴于异方差真实存在且贝叶斯方法应用于该回归方程的确存在不足, 这里也采用 OLS 估计值与稳健标准误的组合 (刘伟、张立元, 2018; 张立元, 2018b)。

(二) 人力资本测算与增长核算分析

本文使用全球 73 个经济体、7 大经济地理区域以及 4 个经济组织的实证测算数据进行增长核算分析, 具体数据分别编入表 1~表 9。BVD-EIU CountryData 数据库共提供了 201 个经济体的宏观经济数据, 按全球地理区划为 7 个地区。其中, 共有 128 个国家因为人口数量较低, 或者因为该数据库提供的经济数据存在不合理之处, 导致按式 (13) 无法测算其人力资本质量或测算结果异常。因此, 本文仅选取 73 个经济体的实际测算数据进行增长核算分析^①。选取该数据库内 4 个经济组织, 即七国集团、

表 1 全球经济、区域经济、主要经济组织的人力资本测算与增长核算数据

地理区域 经济组织	基于式(3)的增长核算分析					基于式(4)的增长核算分析			
	G^y	G^x	G^z	G^z		g^i	g^k	G^z	
				H^0	H^k			H^0	H^k
全球 (0.238)	2.96	3.45 (27%)	1.41 (36%)	1.16 (39%)	-	1.52	2.01 (31%)	1.16 (76%)	-
西欧 (0.227)	2.02	2.42 (27%)	0.68 (26%)	0.97 (48%)	1.11 (54%)	1.33	1.72 (29%)	0.97 (72%)	1.11 (83%)
东欧 (0.272)	3.19	3.42 (29%)	-0.06 (-1%)	3.46 (108%)	3.47 (108%)	3.25	3.48 (29%)	3.46 (106%)	3.47 (106%)
北美 (0.134)	2.67	2.92 (15%)	0.98 (32%)	1.46 (54%)	1.46 (54%)	1.66	1.91 (15%)	1.46 (87%)	1.46 (87%)
拉美 (0.245)	2.29	1.34 (14%)	1.56 (51%)	0.48 (21%)	0.42 (18%)	0.72	-0.03 (-4%)	0.48 (66%)	0.42 (58%)
亚洲和大洋洲 (0.320)	4.42	5.23 (38%)	1.38 (21%)	2.11 (47%)	1.89 (43%)	3.00	3.79 (40%)	2.11 (70%)	1.89 (63%)
中东和北非 (0.422)	4.16	4.23 (43%)	2.09 (29%)	1.59 (38%)	1.60 (38%)	2.03	2.10 (43%)	1.59 (78%)	1.60 (78%)
撒哈拉以南非洲 (0.202)	3.26	4.21 (26%)	2.70 (66%)	1.03 (31%)	0.79 (24%)	0.54	1.47 (55%)	1.03 (191%)	0.79 (146%)
七国集团 (0.185)	2.23	2.19 (18%)	0.67 (24%)	1.30 (58%)	1.28 (57%)	1.51	1.55 (19%)	1.30 (86%)	1.28 (85%)
经合组织 (0.204)	2.36	2.56 (22%)	0.79 (27%)	1.19 (50%)	1.23 (52%)	1.56	1.76 (23%)	1.19 (76%)	1.23 (79%)
非经合组织 (0.337)	5.02	5.71 (38%)	1.34 (17%)	2.61 (52%)	2.39 (47%)	3.62	4.30 (40%)	2.61 (72%)	2.39 (66%)
东盟 (0.347)	5.21	5.16 (35%)	1.41 (18%)	1.49 (29%)	1.53 (30%)	3.75	3.7 (34%)	1.49 (40%)	1.53 (41%)

注: 表中第 3~10 列的小数为各变量的增长率, 下方括号中的百分数为其贡献率。下文表 2~表 9 同。

经合组织、非经合组织、东盟的总量数据用于实证测算及增长核算分析;具体数据列入表1。中国大陆、中国台湾、中国香港、中国澳门与经合组织七国集团成员国这11个经济体的增长核算分析数据编入表2。其他62个国家的相关数据则结合各自所属的经济组织与地理区域分别纳入表3~表9。

按照式(3)和式(4)分别从总量水平与人均水平上开展增长核算分析。时变 α_i 并不适用于增长核算分析,本文采用其历年均值并将其列于表1~表9中经济体或国家之下。不完善的市场经济体制、汇率的变动以及获取经济数据过程中可能存在的不足,导致部分经济体或国家出现 K_i 、 N_i 、 Z_i 三者的增长率 G_i^K 、 G_i^N 、 G_i^Z 对 Y_i 增长率 G_i^Y 的贡献率之和偏离其理论值过大,以及 k_i 和 Z_i 的增长率 g_i^k 和 G_i^Z 对 y_i 增长率 g_i^y 的贡献率之和也与其理论值相差过大的现象。本文仍将实际测得的增长核算结果列入各表,但按其理论值对与之偏差过大者进行调整,得到各变量贡献率的相对水平,以利于具体分析的开展。

1. 拉美、东盟以及中东和北非的增长核算分析

首先在超越单一国家的宏观视角下开展增长核算,旨在更好地解释人力资本质量的提升是推动长期经济增长的主要驱动力,也是导致人均产出跨国差异的重要成因。基于多国加总数据的人力资本测算与增长核算的相关数据列入表1。

本文侧重于从人力资本质量的水平和增长率两个角度对增长核算的结果进行分析并探讨实现区域经济趋同的可能性。依据前文所述,采用相同的人力资本数量“基准水平” H_i^w 或 H_i^R 用于增长核算分析,这种方法不存在数理逻辑方面的矛盾。不同经济体当期总产出 Y_i 的差异就须归因于 Z_i 、 K_i 、 N_i 、 α ,人均产出 y_i 的差异起因于 Z_i 、 k_i 、 α 。类似地,相同时期内不同经济体 G_i^Y 的差异理应来源于 G_i^K 、 G_i^N 、 G_i^Z 、 α ,而 g_i^y 的差异即由 g_i^k 、 G_i^Z 、 α 造成。从总量水平来看,在人口数量 N_i 方面,不同经济体之间事实上存在着较大的差异, Y_i 和 K_i 实现趋同的可能性较小,而只有 Z_i 和 α 有可能达到趋同。从人均水平来看,若制度创新及政策调整能够最终促成 Z_i 和 α 的趋同,则不同经济体亦可由此获得相同水平的 k_i 和 y_i 。 Z_i 、 k_i 和 α 能否趋同以及实现趋同所需时间的长短取决于 G_i^Z 及 g_i^k ,而制度创新和政策调整的力度又决定着 G_i^Z 与 g_i^k 的大小。至此,制度创新与政策调整的关键就在于如何于人力资本与物质资本之间权衡取舍,具体而言,是将稀缺的资源配置到人力资本质量水平 Z_i 及其增长率 G_i^Z 的提升,还是将之用于人均物质资本存量 k_i 的积累。 α 的高低能够近似反映经济体对物质资本积累偏好程度的强弱,通过参数约束 $\mu_k = \alpha\beta / (1 - \beta + \beta\delta)$,相应假设 $\bar{Z} = 1/\mu_k$ 和式(13)就可影响人力资本质量的测算结果。资源市场化配置条件下,人力资本可按其市场价值获得报酬,这有利于从微观层面上激励个体经济人提升其人力资本质量,进而从宏观层面上推升整个经济体的人力资本质量。若能辅之以最终落实到分散个体的大规模人力资本投资,就可起到缩小收入差距、促进社会公平的作用。

依据表1数据,本文发现,“拉美漩涡”、“东亚泡沫”和“中东和北非危机”的共同特征是较快的人口增长伴随着缓慢提升的人力资本质量,拉美和东盟各国市场体制存在的扭曲导致各要素对经济增长贡献率之和偏离其理论值过大,而东盟以及中东和北非诸国过于倚重物质资本积累的制度和政策实践可能正是其贫富分化加剧和社会失稳的原因所在。本文采用按基于全球经济总量数据的人力资本数量“基准水平” H_i^w 测算人力资本质量水平及其增长率。表1的增长核算表明,全球人口增长率 G_i^N 为1.41%(1980~2017年),拉美为1.56%(1980~2017年);东盟为1.41%(1989~2017年),中东和北非的人口增长率为2.09%(1998~2017年)^②。在此期间, G_i^N 对各经济体总产出 Y_i 增长的相对贡献率分别为全球36%,拉美为59%,东盟为22%,中东和北非为26%。相同时期内,全球经济的人力资本质量年均增长率 G_i^Z 为1.16%,拉美仅为0.48%,东盟为1.49%,中东和北非为1.59%; G_i^Z 对各自经济总量增长的相对贡献率分别为39%、24%、35%、34%,后三者均低于全球平均水平。就人均产出增长率 g_i^y 而言,全球为1.52%,拉美仅为0.72%,东盟为3.75%,中东和北非为2.03%。相较于北美和西欧以及七国集团和经合组织这些具有成熟市场经济制度的地区与组织,拉美、东盟以及中东和北非的市场经济制度显然存在扭曲,这致使各要素对 G_i^Y 和 g_i^y 的贡献率之和偏离其理论值过大。此外,东盟以及中东和北非诸国过于倚重物质资本积累的制度和政策取向导致其 Z_i 的提升无法按市场原则充分反映为 y_i 的提高, G_i^Z 对 g_i^y 的贡献率也较低。

经济增长的主要驱动力 Z_t 是否具有趋同的可能性。依据表 1 及相关测算数据, 2017 年, 全球、拉美、东盟以及中东和北非的 Z_t 水平分别为 0.56、0.43、0.31、0.30, 若依照这一水平发展, 按上文提到的各经济体 G^z , 通过计算可知, 拉美经济的人力资本质量水平 Z_t 将无法达到全球整体水平, 东盟以及中东和北非则分别需要 181 年和 147 年。

2. 中国、经合组织七国集团成员国人力资本测算与增长核算的分析比较

考察中国能否成功跨越“上中等收入陷阱”, 以及更长时期的发展潜能, 从增长核算及人力资本质量水平增长两个角度分析具有特别的意义。本文先将中国经济与拉美、东盟以及中东和北非这三大地理区域进行比较, 再将之与七国集团成员国加以对比, 由此尝试回答上述问题。人力资本测算与增长核算的部分数据列入表 2。

1980~2017 年, 中国大陆经济的显著特征是, 高速经济增长与低人口增长并存下对物质资本积累的过度依赖和人力资本质量提升速率的稳步放缓。中国大陆经济平均增速 G^y 高于本文研究涉及的 84 个经济体——包括 72 个经济体、全球及 7 大地理区域和 4 个经济组织。然而, 中国大陆人口增长率 G^N 为 0.95%, 低于全球平均水平, G^N 对 G^y 的相对贡献率仅为 4.4%, 大幅低于全球整体水平 35%。比较而言, 日本的 G^N 仅为 0.21%, 但其相对贡献率却为 8.8%。从增长核算数据来看, 产生这一现象的原因是, 追求经济高速增长自然需要倚重物质资本的快速积累, 如此难免致使 α 过高, 劳动份额也就随之降低。中国大陆经济的 α 为 0.460, 相应地, G^k 对 G^y 相对贡献率也高达 45%, 这两者均高于全球、七大地理区域、经合组织。不过, 中国大陆经济的 G^z 为 5.61%, 大幅领先于表 1 和表 2 提到的各经济体, 其相对贡献率为 50.8%, 高于全球整体水平 38.8% 和西欧的 48%, 低于七国集团的 58%, 与经合组织基本持平; 也低于中国台湾的 60% 和中国香港的 56%。从人均水平来看, 中国大陆 g^k 对其 g^y 的相对贡献率为 43.9%, 高于全球整体水平的 28.4% 以及七大地理区域, 略低于东盟的 45.9%。比较之下, G^z 的相对贡献率为 56.0%, 这低于全球整体水平的 71.0% 以及七大地理区域, 大幅落后于七国集团的 81.9% 和经合组织的 76%, 仅略高于东盟的 54.1%。原因仍在于, 中国大陆人均产出起点较低而其增长率 g^y 又居于领先地位, 高增长必须要借助于物质资本的迅速积累。但是, 资源是稀缺的, 将大量资源用于物质资本的积累, 势必要降低对人力资本的投资, 结果既拉大了收入差距又延缓了人力资本质量的提升。2000~2017 年, 中国大陆的 G^z 年均率为 3.54%, 2010~2017 年进一步放缓为 2.23%。

从人力资本质量水平 Z_t 来看, 中国大陆已远超拉美、东盟以及中东和北非地区; 若以经合组织的整体水平为发达国家的平均标准, 中国大陆至少仍需 23 年才能达到发达国家水平; 若以七国集团的总体水平为领先国家的判定依据, 中国大陆最低尚需 28 年才可跻身于领先经济体; 追平美国最快还需 35 年。按照具体测算数据, 2017 年, 中国大陆的 Z_t 为 0.56, 与全球整体水平相同, 但低于中国台湾的 0.93 和中国香港的 1.55; 经合组织为 1.47, 七国集团为 1.81, 美国为 2.23。然而, 随着 G^z 逐渐降低, 2000~2017 年中国大陆、经合组织、七国集团、美国的 G^z 年均率分别减为 3.54%、0.55%、0.62%、0.76%。按此计算, 中国人力资本质量水平达到发达经济体和领先经济体水平将分别需要 33 年和 41 年, 追及美国要近 51 年。2010~2017 年, 各经济体的 G^z 分别是 2.23%、0.70%、0.57%、0.78%, 中国大陆实现上述发展目标将分别需要 64 年、72 年、97 年。

表 2 中国与经合组织七国集团成员国的人力资本测算与增长核算数据

经济体	基于式(3)的增长核算分析						基于式(4)的增长核算分析				
	G^y	G^k	G^N	G^z			g^y	g^k	G^z		
				H^z	H^k	H^N			H^z	H^k	H^N
中国大陆 (0.460)	9.60	10.58 (51%)	0.95 (5%)	5.61 (58%)	5.21 (54%)	4.32 (45%)	8.57	9.54 (51%)	5.61 (65%)	5.21 (61%)	4.32 (50%)
中国台湾 (0.209)	5.62	8.01 (29%)	0.75 (11%)	3.39 (60%)	2.98 (53%)	2.95 (52%)	4.83	7.21 (31%)	3.39 (70%)	2.98 (62%)	2.95 (61%)
中国香港 (0.247)	4.55	4.31 (23%)	1.12 (18%)	2.40 (53%)	2.48 (55%)	2.35 (52%)	3.39	3.16 (23%)	2.40 (71%)	2.48 (73%)	2.35 (69%)
中国澳门 (0.637)	8.14	9.39 (73%)	2.56 (11%)	0.75 (9%)	0.07 (1%)	2.35 (28%)	5.44	7.25 (85%)	0.75 (14%)	0.07 (1%)	2.35 (43%)
美国 (0.122)	2.69	3.01 (14%)	0.97 (32%)	1.49 (55%)	1.49 (55%)	1.49 (55%)	1.69	2.01 (14%)	1.49 (88%)	1.49 (88%)	1.49 (88%)
日本 (0.257)	1.95	1.82 (24%)	0.21 (8.8%)	1.15 (59%)	1.09 (55%)	1.07 (54%)	1.73	1.61 (24%)	1.15 (66%)	1.09 (63%)	1.07 (62%)
德国 (0.229)	1.77	2.72 (35%)	0.79 (34%)	0.50 (28%)	0.77 (43%)	0.82 (46%)	0.96	1.90 (45%)	0.50 (52%)	0.77 (80%)	0.82 (85%)
法国 (0.220)	1.81	1.68 (20%)	0.51 (22%)	0.85 (47%)	0.84 (46%)	0.84 (46%)	1.29	1.17 (19%)	0.85 (66%)	0.84 (65%)	0.84 (65%)
意大利 (0.200)	1.11	1.10 (20%)	0.19 (14%)	0.67 (60%)	0.70 (63%)	0.70 (63%)	0.92	0.91 (20%)	0.67 (73%)	0.70 (76%)	0.70 (76%)
英国 (0.169)	2.27	1.98 (15%)	0.45 (16%)	1.69 (74%)	1.65 (72%)	1.66 (73%)	1.83	1.54 (14%)	1.69 (92%)	1.65 (90%)	1.66 (91%)
加拿大 (0.246)	2.40	2.45 (25%)	1.09 (34%)	1.17 (49%)	1.13 (47%)	1.12 (46%)	1.30	1.35 (25%)	1.17 (90%)	1.13 (83%)	1.12 (82%)

3. 经合组织西欧成员国人力资本测算与增长核算的分析

19个经合组织成员国位于西欧地区,中国经济下一阶段的发展目标是要成为经济发达国家,有必要对这些国家的人力资本测算与增长核算进行分析、比较。

整体上,经合组织西欧成员国表现出较低的人口增长,疲弱的经济增长,缓慢的人力资本质量提升速率,相对合理的物质资本积累速度,但各国之间也存在着较大差异。西欧地区的 G^N 为0.68%,全球范围内仅高于东欧地区的-0.06%。表3诸国中,土耳其的 G^N 为1.51%,略高于全球平均水平;塞浦路斯和冰岛分别为1.15%、1.10%,其他各国均低于1%。从总量增长核算角度来看,西欧地区的经济增长年均率 G^Y 仅为2.02%,位列全球各地区之末; G^A 为2.42%,其对 G^Y 的相对贡献率为26.7%,略高于全球整体的26.5%、北美的15%、七国集团的18%、经合组织的22.2%; G^N 的相对贡献率为25.6%,低于全球整体的35.3%,北美的31.7%以及经合组织的27.2%,略高于七国集团的24%; G^Z 为0.97%,处于全球最低水平,其对 G^Y 的相对贡献率为47.5%,高于全球整体的38.2%,仍低于北美的53.5%,七国集团的58%,经合组织的50.5%。德国、法国、意大利、英国的 G^A 对 G^Y 的相对贡献率分别为36.1%、22.5%、21.3%、14.3%, G^Z 的相对贡献率分别为28.9%、52.8%、63.8%、70.5%。从人均水平增长核算角度来看,西欧地区的 g^Y 和 g^A 分别为1.33%、1.72%,仅高于撒哈拉以南非洲和拉美地区。 g^A 和 G^A 对 g^Y 的相对贡献率为28.7%和71.3%,基本上与全球整体的水平相当。德国、法国、意大利、英国的 g^A 对 g^Y 的相对贡献率分别为46.4%、22.4%、21.5%、13.2%; G^Z 对 g^Y 的相对贡献率分别为53.6%、77.6%、78.5%、86.8%。其他各国经济上的影响相对较小,本文不再逐一分析。

从人力资本质量水平来讲,西欧地区渐趋落后,将无法追及北美、七国集团、经合组织;中国大陆最快将于20年后赶上西欧诸国。2017年,西欧地区的 Z_t 为1.36,低于北美、七国集团、经合组织;而其 G^Z 仅为0.97%,低于全球整体水平,也低于北美、七国集团、经合组织;依此而言,西欧地区将始终无法赶上北美、七国集团、经合组织。其原因在于,德国、法国、意大利、奥地利、比利时、丹麦、希腊、爱尔兰、瑞典、瑞士,这十国的 G^Z 低于1%,处于落后地位。冰岛和荷兰两国的 G^Z 高于1%但低于经合组织的1.19%。英国、芬兰、挪威、葡萄牙、西班牙五国相对领先。塞浦路斯的 G^Z 为1.69%,较小的经济规模使之对西欧地区整体水平不会产生实质影响。土耳其的 G^Z 为2.86%,其 Z_t 仅为0.79,位列西欧地区之末,与西欧地区的整体水平1.36相差较远。2017年,中国大陆的 Z_t 为0.56,若按其1980~2017年 G^Z 平均增速5.61%计算,20年后增至2.94,届时将与西欧地区的整体水平相同。

4. 经合组织其他成员国人力资本测算与增长核算数据的分析

其他14个经合组织成员国中,日本、韩国、澳大利亚、新西兰四国属于亚洲和大洋洲地区,墨西哥和智利两国位属拉美地区,以色列则处在中东和北非地区,捷克、爱沙尼亚、匈牙利、拉脱维亚、立陶宛、波兰、斯洛伐克、斯洛文尼亚八国位于东欧地区,亦为转轨国家。本文依据附录B的相关数据,得出其人力资本测算与增长核算结果列入表4。东欧地区八国的具体分析将归入对其所属地区其他国家测算结果的讨论之中。

表3 经合组织其他西欧成员国的人力资本测算与增长核算数据

国家	基于式(3)的增长核算分析						基于式(4)的增长核算分析				
	G^Y	G^A	G^N	G^Z			g^Y	g^A	G^Z		
				H^Z	H^E	H^R			H^Z	H^E	H^R
奥地利 (0.245)	2.09	2.99 (35%)	0.37 (13%)	0.94 (45%)	1.27 (60%)	1.31 (62%)	1.71	2.61 (37%)	0.94 (55%)	1.27 (74%)	1.31 (76%)
比利时 (0.212)	1.86	3.09 (35%)	0.38 (16%)	0.87 (47%)	1.18 (63%)	1.14 (61%)	1.48	2.70 (39%)	0.87 (58%)	1.18 (79%)	1.14 (77%)
塞浦路斯 (0.208)	2.23	0.00 (0%)	1.15 (41%)	1.69 (75%)	1.25 (56%)	1.13 (51%)	1.07	-0.02 (0%)	1.69 (157%)	1.25 (116%)	1.13 (105%)
丹麦 (0.259)	1.76	2.77 (40%)	0.30 (12%)	0.79 (45%)	1.13 (64%)	1.22 (69%)	1.45	2.46 (43%)	0.79 (54%)	1.13 (77%)	1.22 (85%)
芬兰 (0.222)	2.01	1.70 (18%)	0.37 (14%)	1.20 (60%)	1.13 (56%)	1.12 (55%)	1.64	1.33 (18%)	1.20 (73%)	1.13 (69%)	1.12 (68%)
希腊 (0.117)	0.83	0.29 (4%)	0.35 (37%)	0.21 (25%)	0.10 (12%)	0.17 (29%)	0.49	-0.01 (0%)	0.21 (43%)	0.10 (29%)	0.17 (35%)
冰岛 (0.192)	3.01	4.45 (28%)	1.10 (30%)	1.03 (34%)	1.41 (47%)	1.39 (46%)	1.89	3.31 (33%)	1.03 (54%)	1.41 (74%)	1.39 (73%)
爱尔兰 (0.293)	5.04	11.99 (69%)	0.93 (13%)	0.22 (4%)	1.88 (37%)	1.85 (36%)	4.07	10.96 (78%)	0.22 (5%)	1.88 (46%)	1.85 (45%)
荷兰 (0.276)	2.13	3.07 (39%)	0.52 (17%)	1.05 (49%)	1.35 (63%)	1.42 (66%)	1.60	2.53 (43%)	1.05 (65%)	1.35 (84%)	1.42 (88%)
挪威 (0.412)	2.44	1.98 (33%)	0.69 (16%)	1.91 (78%)	1.70 (69%)	1.47 (60%)	1.73	1.27 (30%)	1.91 (104%)	1.70 (98%)	1.47 (84%)
葡萄牙 (0.176)	1.85	0.83 (8%)	0.16 (7%)	1.38 (75%)	1.17 (63%)	1.27 (68%)	1.68	0.83 (9%)	1.38 (82%)	1.17 (70%)	1.27 (76%)
西班牙 (0.244)	2.29	2.56 (27%)	0.61 (20%)	1.46 (63%)	1.55 (67%)	1.54 (66%)	1.67	1.94 (28%)	1.46 (87%)	1.55 (92%)	1.54 (91%)
瑞典 (0.236)	2.13	3.85 (43%)	0.48 (17%)	0.63 (29%)	1.16 (54%)	1.15 (53%)	1.65	3.35 (47%)	0.63 (38%)	1.16 (70%)	1.15 (69%)
瑞士 (0.320)	1.73	2.00 (37%)	0.81 (32%)	0.36 (21%)	0.47 (27%)	0.57 (33%)	0.91	1.18 (41%)	0.36 (40%)	0.47 (52%)	0.57 (62%)
土耳其 (0.229)	4.41	4.84 (25%)	1.51 (26%)	2.86 (64%)	3.08 (69%)	2.88 (65%)	2.86	3.29 (26%)	2.86 (100%)	3.08 (197%)	2.88 (100%)

七国分属不同地理区域,所处经济发展阶段各自不同,并未呈现出较为一致的特征。根据表4的数据,以色列 G^y 为 2.23%,高于其他经合组织成员国;墨西哥为 1.69%,澳大利亚为 1.41%,智利为 1.28%,新西兰为 1.19%; G^y 对 G^z 相对贡献率分别为 49.4%, 72.6%, 33.3%, 21.3%, 31.4%, 墨西哥高于全球各国。智利 G^x 对 G^y 的相对贡献率为 36.3, 在前述五国中最高,新西兰以 19.6% 处于五国之末;新西兰 G^z 对 G^y 的相对贡献率为 49.0%, 高于其他四国,墨西哥为 0%。从人均水平来看,新西兰 g^x 和 G^z 对 g^y 的相对贡献率分别为 16.9% 和 83.1%, 相较于经合组织的整体水平,前者较低而后者更高;澳大利亚为 15.9% 和 84.1%, 智利与之相差无几,两国表现均优于经合组织的整体水平;以色列为 35.1% 和 64.9%, 不如新西兰、澳大利亚,亦差于经合组织的整体表现。从人力资本质量水平 Z 来看,澳大利亚、以色列、新西兰分别为 1.77、1.47、1.40, 大幅领先于智利的 0.61 和墨西哥的 0.47。

日本与韩国为中国近邻,比较其人力资本测算与增长核算数据,或将有助于更好地认识中国经济。韩国经济的高速增长阶段与中国改革开放大致同步,两国有着相似的增长模式。依据表 2 和表 4 的数据,韩国经济 G^x 对 G^y 、 g^x 对 g^y 的相对贡献率分别为 45.9%、47.7%, 均高于中国大陆的 45% 和 43.9%; 而 G^z 为 3.17%, 低于中国大陆的 5.61%, 对 G^y 和 g^y 的相对贡献率分别为 45.9%、52.3%, 都低于中国的 50.8%、56.0%。

然而,2017年,韩国经济的 Z 为 0.90, 按两国 1980~2017年 G^z 的年均率,中国经济 Z 需要 20.3 年方可增至 3.03, 追平韩国。按照表 2 的数据,日本经济 G^x 对 G^y 、 g^x 对 g^y 的相对贡献率分别为 26.4%、26.6%, 均低于中国的 45% 和 43.9%; G^z 为 1.15%, 低于中国的 5.61%, 但对 G^y 和 g^y 的相对贡献率分别为 64.8%、73.3%, 都明显高于中国的 50.8%、56.0%。2017年,日本经济的 Z 为 1.47, 按两国 1980~2017年 G^z 年均率,中国经济 Z 需要 22.4 年方可增至 3.39, 追及日本。

5. 东欧诸国人力资本测算与增长核算数据的分析

东欧诸国与中国同为转轨国家,分析其人力资本测算与增长核算的数据,有助于深入理解中国经济的“双重转轨”,或会发现适当的政策实践进而助力中国迈向发达国家。表 5 的数据均依据具体测算结果编制而成。

东欧诸国的经济转轨整体上并不成功, 经历着极低甚至负值水平的人口增长, 有着相对较快的人力资本质量提升速度和合理的物质资本积累速度, 而不完善的市场经济体制最终导致了总体不高的经济增长。依据表 1, 东欧地区 G^y 为 -0.06%, 为全球各地区之

表 4 经合组织其他成员国的人力资本测算与增长核算数据

国家	基于式(3)的增长核算分析						基于式(4)的增长核算分析				
	G^y	G^x	G^z	G^z			g^y	g^x	G^z		
				H^x	H^z	H^y			H^x	H^z	H^y
澳大利亚 (0.290)	3.13	2.83 (26%)	1.41 (32%)	1.18 (38%)	1.08 (35%)	1.03 (33%)	1.70	1.41 (13%)	1.18 (69%)	1.08 (63%)	1.03 (60%)
智利 (0.369)	4.68	3.69 (29%)	1.28 (17%)	1.60 (34%)	1.46 (31%)	1.59 (33%)	3.36	2.38 (26%)	1.60 (48%)	1.46 (43%)	1.59 (47%)
墨西哥 (0.253)	2.38	1.92 (20%)	1.69 (53%)	0.00 (0%)	0.00 (0%)	0.00 (0%)	0.67	0.22 (8%)	0.00 (0%)	0.00 (0%)	0.00 (0%)
捷克 (0.286)	2.71	3.76 (39%)	0.08 (0%)	0.92 (34%)	1.36 (50%)	1.23 (45%)	2.62	3.68 (40%)	0.92 (35%)	1.36 (52%)	1.23 (47%)
爱沙尼亚 (0.289)	3.80	3.93 (29%)	-0.40 (-7%)	3.10 (81%)	3.14 (82%)	3.11 (81%)	4.15	4.28 (29%)	3.10 (74%)	3.14 (75%)	3.11 (74%)
匈牙利 (0.241)	1.25	1.45 (28%)	-0.03 (-2%)	1.41 (113%)	1.47 (117%)	1.44 (115%)	1.48	1.67 (27%)	1.41 (95%)	1.47 (99%)	1.44 (97%)
拉脱维亚 (0.174)	3.87	8.48 (38%)	-1.01 (-22%)	5.21 (134%)	5.87 (151%)	4.40 (113%)	4.93	9.59 (33%)	5.21 (105%)	5.87 (119%)	4.40 (89%)
立陶宛 (0.141)	4.30	9.91 (32%)	-0.99 (-20%)	5.15 (119%)	5.51 (128%)	4.59 (106%)	5.33	10.99 (29%)	5.15 (96%)	5.51 (103%)	4.59 (86%)
新西兰 (0.240)	2.82	2.42 (20%)	1.19 (32%)	1.41 (50%)	1.37 (49%)	1.36 (48%)	1.60	1.21 (18%)	1.41 (88%)	1.37 (5%)	1.36 (84%)
波兰 (0.188)	3.66	4.05 (21%)	0.00 (0%)	3.84 (104%)	4.19 (114%)	3.79 (103%)	3.63	4.03 (21%)	3.84 (105%)	4.19 (115%)	3.79 (104%)
斯洛伐克 (0.221)	4.12	7.22 (38%)	0.08 (0%)	3.90 (94%)	4.32 (104%)	3.79 (92%)	4.03	7.14 (39%)	3.90 (96%)	4.32 (107%)	3.79 (94%)
斯洛文尼亚 (0.246)	2.62	4.25 (40%)	0.22 (6%)	2.01 (76%)	2.30 (87%)	2.19 (83%)	2.39	4.02 (41%)	2.01 (84%)	2.30 (96%)	2.19 (91%)
以色列 (0.183)	4.13	5.07 (22%)	2.23 (44%)	0.93 (23%)	1.40 (34%)	1.37 (33%)	1.86	2.78 (27%)	0.93 (50%)	1.40 (75%)	1.37 (73%)
韩国 (0.272)	6.29	11.49 (50%)	0.79 (9%)	3.17 (50%)	4.07 (64%)	2.82 (45%)	5.45	10.62 (53%)	3.17 (58%)	4.07 (74%)	2.82 (51%)

表 5 东欧地区其他国家的人力资本测算与增长核算数据

国家	基于式(3)的增长核算分析						基于式(4)的增长核算分析				
	G^y	G^x	G^z	G^z			g^y	g^x	G^z		
				H^x	H^z	H^y			H^x	H^z	H^y
白俄罗斯 (0.285)	2.41	0.35 (4%)	-0.03 (0%)	4.59 (190%)	4.67 (193%)	4.90 (203%)	2.73	0.65 (6%)	4.59 (168%)	4.67 (171%)	4.90 (179%)
保加利亚 (0.199)	2.48	5.33 (43%)	-0.72 (-23%)	4.20 (169%)	4.17 (168%)	4.03 (162%)	3.21	6.01 (37%)	4.20 (130%)	4.17 (129%)	4.03 (125%)
克罗地亚 (0.206)	2.20	3.92 (36%)	-0.42 (-15%)	2.13 (96%)	2.10 (95%)	2.10 (95%)	2.63	4.35 (34%)	2.13 (80%)	2.10 (79%)	2.10 (79%)
罗马尼亚 (0.276)	1.57	-1.81 (-32%)	-0.62 (-28%)	2.27 (144%)	2.36 (146%)	2.21 (141%)	2.21	-1.18 (-14%)	2.27 (103%)	2.36 (107%)	2.21 (100%)
俄罗斯 (0.317)	0.61	-0.36 (-19%)	-0.01 (-1%)	2.65 (434%)	2.69 (441%)	2.36 (387%)	0.63	-0.35 (18%)	2.65 (421%)	2.69 (427%)	2.36 (375%)
塞尔维亚 (0.069)	2.57	1.31 (3%)	-0.49 (-18%)	2.31 (89%)	2.35 (91%)	2.75 (107%)	3.08	1.81 (4%)	2.31 (75%)	2.35 (76%)	2.75 (89%)

末; G^N 、 G^K 、 G^Z 三者对 G^Y 以及 g^k 、 G^Z 对 g^y 的贡献率之和偏离理论值过大,原因可能在于,相较于西欧和北美以及七国集团和经合组织,其市场经济体制的成熟度不够,致使各要素无法按市场原则获得报酬,进而各自对经济增长的贡献率出现失真。但是,前三者对 G^Y 的相对贡献率分别为21.3%、-0.7%、79.4%,后两者对 g^y 的相对贡献率分别为21.5%、78.5%。比较而言,中国经济高速增长过度依赖于物质资本的积累,其代价表现为相对较低的 G^Z 贡献率和稳步放缓的 G^Z 年均率。按照表4和表5,诸国中,仅捷克、斯洛伐克、斯洛文尼亚这三国出现了微弱的人口增长,其 G^N 分别为0.08%、0.08%、0.22%;波兰则是零增长,其余十国 G^N 均为负值。捷克除外的其余各国都实现了高出全球整体水平的 G^Z ,然而,从总量水平和人均水平来看,各要素的贡献率之和与其理论值相差过大,这是诸国市场经济体制不够成熟的后果之一,而较高水平的 G^Z 未能充分体现为高水平的 G^Y 和 g^y ,则是另一个后果。

从 Z_t 来看,东欧地区整体上将无法追及中国大陆。2017年,东欧地区的 Z_t 及其年均率 G^Z 分别为0.52和3.46%,二者均低于中国大陆,据此而言,东欧地区始终无法追及中国大陆。然而,2017年,俄罗斯、白俄罗斯、保加利亚、塞尔维亚的 Z_t 分别为0.53、0.37、0.45、0.32,此四国的 G^Z 也低于中国大陆,他们也将无法达到中国大陆的 Z_t 水平。捷克、匈牙利、波兰、斯洛伐克、斯洛文尼亚、克罗地亚、罗马尼亚的 Z_t 分别为0.86、0.67、0.76、0.92、0.99、0.77、0.73,按其数据覆盖期间的 G^Z 年均率,中国大陆追平上述七国 Z_t 分别需要9.4年、4.4年、18.1年、30.4年、16.4年、9.5年、8.2年。爱沙尼亚、拉脱维亚、立陶宛三国经济规模过小,本文未将其纳入 Z_t 的趋同性分析。就此而言,东欧诸国的经济转轨整体上的确难言成功。

6. 东盟诸国人力资本测算与增长核算数据的分析

前文已将东盟作为单一经济体对其人力资本测算和增长核算数据进行分析,本节选出6个成员国再做分析。表6系由具体测算数据编制而成。

东盟六国也存在着有欠成熟的市场经济体制,但实现了较快的经济增长和物质资本积累,同时伴随着不低的人口增长与差异化明显的人力资本质量提升速率。依据表6,菲律宾 G^Y 为3.66%,处于六国最低水平;越南为6.81%,领先其他五国。东盟六国 G^N 、 G^K 、 G^Z 三者对 G^Y 以及 g^k 、 G^Z 二者对 g^y 的贡献率之和距离其理论值较大,这源于各国有待完善的市场经济体制。新加坡经济中前三者对 G^Y 的相对贡献率分别为64.8%、21.6%、13.6%,其增长对物质资本积累的依赖远强于全球整体水平, G^Z 的重要性又远低于全球,甚至弱于东盟;类似地,后两者对 g^y 的相对贡献率为76.5%和23.5%。新加坡并未同时出现严重的贫富分化,究竟何种政策实践能使之如此,值得另文深入研究。越南 G^K 和 g^k 为14.56%和13.11%,远高于其余五国,其相对贡献率分别为29.9%、30.6%;二者反而低于新加坡。原因在于越南的 G^Z 为7.06%,同样大幅领先,其对 G^Y 和 g^y 的相对贡献率为61.7%、69.4%,均高于中国大陆及其他五国。菲律宾 G^N 对 G^Y 的相对贡献率为50%,高于其他五国; G^K 的相对贡献率为12.5%,为东盟成员国最低;而 G^Z 对 g^y 的相对贡献率为94.7%,远高于东盟诸国,也高于经合组织与北美。印度尼西亚、马来西亚、泰国则介于上述三国之间,具体不赘。

从 Z_t 来看,东盟整体上将无法追及中国大陆,中国大陆至少需要7.3年方能追及新加坡,而越南则需要91.8年才可追平中国大陆。2017年,新加坡 Z_t 为0.79,高于中国大陆;印度尼西亚、马来西亚、菲律宾、泰国、越南五国的 Z_t 分别为0.31、0.51、0.22、0.36、0.16,均低于中国大陆。按照表6和表2数据,中国大陆 Z_t 最快需要7.3年即可增至1.49,达到当时新加坡的水平。越南 G^Z 为7.06%,高于中国大陆,但仍需91.8年才能追及之。其他四国 Z_t 及其年均率 G^Z 均低于中国大陆,如此则始终无法追平中国大陆。

表6 东盟成员国的人力资本测算与增长核算数据

国家	基于式(3)的增长核算分析						基于式(4)的增长核算分析				
	G^Y	G^K	G^N	G^Z			g^y	g^k	G^Z		
				H^H	H^E	H^P			H^H	H^E	H^P
印度尼西亚 (0.357)	5.03	5.07 (36%)	1.48 (19%)	1.09 (22%)	1.04 (20%)	1.02 (19%)	3.50	3.53 (36%)	1.09 (31%)	1.04 (30%)	1.02 (29%)
马来西亚 (0.435)	6.03	4.91 (35%)	2.19 (20%)	2.17 (36%)	2.64 (44%)	2.13 (35%)	3.76	2.66 (31%)	2.17 (58%)	2.64 (70%)	2.13 (57%)
菲律宾 (0.172)	3.66	2.63 (12%)	2.15 (48%)	1.32 (36%)	1.56 (43%)	1.60 (43%)	1.48	0.46 (5%)	1.32 (89%)	1.56 (105%)	1.60 (108%)
新加坡 (0.483)	6.33	7.48 (57%)	2.32 (19%)	0.76 (12%)	0.35 (5%)	1.23 (19%)	3.92	5.04 (62%)	0.76 (19%)	0.35 (9%)	1.23 (31%)
泰国 (0.302)	5.11	6.69 (39%)	1.02 (14%)	3.11 (60%)	2.67 (52%)	2.37 (46%)	4.04	5.61 (41%)	3.11 (76%)	2.67 (66%)	2.37 (58%)
越南 (0.238)	6.81	14.56 (50%)	1.28 (14%)	7.06 (103%)	6.14 (90%)	4.60 (67%)	5.46	13.11 (57%)	7.06 (129%)	6.14 (112%)	4.60 (84%)

7. 亚洲和大洋洲地区其他国家人力资本测算与增长核算数据的分析

上文未提到的亚洲和大洋洲诸国中,经济数据合理且人口数量超过一百万的国家仅有表7所述五国。本文将其人力资本测算与增长核算数据编为表7。

表7述及的五国同样有着程度不同但成熟度均不高的市场经济体制,经历了高速物质资本积累,差异明显的人口增长以及快速的人力资本质量提升,这共同导致了较快的经济增长。若以 G^y 、 G^k 、 G^z 三者对 G^y 以及 g^k 、 G^z 二者对 g^k 的贡献率之和偏离其理论值的程度作为经济体市场经济成熟度的简单测度,哈萨克斯坦的市场经济成熟度最低,孟加拉国略优,乌兹别克斯坦居中,印度胜于此三国,而斯里兰卡领先。斯里兰卡经济中,前三者对 G^y 的相对贡献率为10.8%——低于全球以及亚洲和大洋洲的整体水平,33.3%——低于亚洲和大洋洲的36.9%,55.8%——高于全球的38.2%,亚洲和大洋洲的44.3%以及中国大陆的50.8%;而后两者对 g^k 的相对贡献率为34.7%——高于全球的28.9%但低于亚洲和大洋洲的36.4%和中国大陆的40.5%,65.3%——弱于全球的71.1%但优于亚洲和大洋洲的63.6%和中国大陆的59.5%。就印度经济而言, G^z 对 G^y 和 g^k 的相对贡献率分别为57.8%——高于全球的38.2%、亚洲和大洋洲的44.3%、中国大陆的50.8%以及斯里兰卡的55.8%,73.2%——同样优于全球、亚洲和大洋洲、中国大陆以及斯里兰卡。乌兹别克斯坦的 G^z 对 G^y 和 g^k 的相对贡献率分别为65.6%——高于全球、亚洲和大洋洲、中国大陆、斯里兰卡以及印度,76.9%——亦优于上述5个经济体。孟加拉国的 G^z 对 G^y 和 g^k 的相对贡献率分别为66.3%——仍然高于全球、亚洲和大洋洲、中国大陆、斯里兰卡、印度以及乌兹别克斯坦,75.9%——优于前5个经济体但劣于乌兹别克斯坦。至于哈萨克斯坦经济, G^z 对 G^y 和 g^k 的相对贡献率分别为76.2%——高于前述各经济体,79.4%——同样优于上述各经济体。

但是,从 Z_t 的水平来看,表7所述五国均大幅低于全球整体水平,仅哈萨克斯坦略高于亚洲和大洋洲的整体水平。依据具体测算数据,2017年,哈萨克斯坦、斯里兰卡、印度、乌兹别克斯坦、孟加拉国的 Z_t 分别为0.45、0.25、0.19、0.17、0.12;全球和中国大陆均为0.56。按表7各国 Z_t 的年均率 G^z_t ,斯里兰卡和印度始终无法追及中国大陆;哈萨克斯坦、乌兹别克斯坦、孟加拉国分别至少需要6.3年、143.7年、155.7年方可追及中国大陆当时 Z_t 的水平。

表7 亚洲和大洋洲地区其他国家的人力资本测算与增长核算数据

国家	基于式(3)的增长核算分析						基于式(4)的增长核算分析				
	G^y	G^k	G^z	G^z			g^k	g^k	G^z		
				H^k	H^z	H^p			H^k	H^z	H^p
孟加拉国 (0.188)	5.81	12.78 (41%)	1.47 (20%)	6.66 (114%)	5.82 (100%)	4.01 (69%)	4.28	11.15 (49%)	6.66 (155%)	5.82 (135%)	4.01 (93%)
印度 (0.242)	6.23	9.42 (36%)	1.78 (21%)	4.91 (78%)	4.41 (70%)	3.41 (54%)	4.36	7.51 (41%)	4.91 (112%)	4.41 (101%)	3.41 (78%)
斯里兰卡 (0.233)	5.36	9.20 (40%)	0.90 (13%)	3.62 (67%)	3.36 (62%)	3.03 (56%)	4.42	8.23 (43%)	3.62 (81%)	3.36 (76%)	3.03 (68%)
哈萨克斯坦 (0.395)	4.94	6.72 (53%)	0.50 (6%)	9.35 (189%)	9.17 (185%)	9.25 (187%)	4.41	6.18 (55%)	9.35 (212%)	9.17 (207%)	9.25 (209%)
乌兹别克斯坦 (0.143)	6.55	15.55 (33%)	1.49 (19%)	6.49 (99%)	5.60 (85%)	3.92 (59%)	4.97	13.84 (39%)	6.49 (130%)	5.60 (112%)	3.92 (78%)

表8 中东和非洲地区各国人力资本测算与增长核算数据

国家	基于式(3)的增长核算分析						基于式(4)的增长核算分析				
	G^y	G^k	G^z	G^z			g^k	g^k	G^z		
				H^k	H^z	H^p			H^k	H^z	H^p
阿尔及利亚 (0.488)	2.85	2.98 (51%)	2.15 (39%)	-1.25 (-44%)	-1.18 (-41%)	-1.22 (-43%)	0.68	0.81 (58%)	-1.25 (-173%)	-1.18 (-206%)	-1.22 (-179%)
巴林 (0.493)	4.74	3.76 (39%)	5.53 (59%)	-1.45 (-30%)	-1.56 (-33%)	-2.04 (-43%)	-0.75	-1.68 (-110%)	-1.45 (-193%)	-1.56 (-208%)	-2.04 (-272%)
埃及 (0.102)	4.22	4.09 (10%)	2.32 (49%)	1.63 (38%)	1.61 (37%)	1.71 (40%)	1.85	1.73 (10%)	1.63 (88%)	1.61 (87%)	1.71 (92%)
伊朗 (0.391)	3.39	4.98 (57%)	2.02 (36%)	1.32 (38%)	1.59 (47%)	1.14 (33%)	1.34	2.90 (84%)	1.32 (98%)	1.59 (118%)	1.14 (85%)
摩洛哥 (0.206)	4.01	4.44 (22%)	1.58 (31%)	2.27 (56%)	2.35 (58%)	1.98 (49%)	2.40	2.82 (24%)	2.27 (94%)	2.35 (97%)	1.98 (82%)
沙特阿拉伯 (0.516)	3.24	1.55 (24%)	2.76 (41%)	3.24 (100%)	2.89 (89%)	1.59 (49%)	0.47	-1.18 (-129%)	3.24 (689%)	2.89 (614%)	1.59 (338%)
突尼斯 (0.201)	3.71	0.78 (4%)	1.59 (34%)	1.36 (37%)	1.14 (31%)	2.04 (55%)	2.09	-0.80 (-7%)	1.36 (65%)	1.14 (55%)	2.04 (97%)
博茨瓦纳 (0.392)	5.95	4.44 (29%)	2.28 (23%)	2.21 (37%)	3.14 (52%)	2.59 (43%)	3.59	2.12 (23%)	2.21 (61%)	3.14 (87%)	2.59 (72%)
南非 (0.226)	2.49	1.21 (11%)	1.53 (47%)	1.12 (45%)	1.50 (60%)	1.12 (47%)	0.94	-0.31 (-7%)	1.12 (119%)	1.50 (159%)	1.12 (119%)

8. 中东和非洲地区其他国家人力资本测算与增长核算数据的分析

中东和非洲地区还有9个国家的经济数据相对合理且人口数量超过一百万,因此,本文对其人力资本质量等经济变量进行测算,并按照具体测算数据计算其人力资本与增长核算结果,相应数据见表8。通过对表8中九国人力资本测算与增长核算数据的分析和比较,或可从中找到导致“中东和北非危机”的经济因素,进而厘清中国大陆经济与此九国经济之间有何异同,参照其经济政策实践的得失,最终或能发现有益于中国大陆经济发展的经验。

表8所述九国市场经济体制的成熟程度不尽相同,但都经历了较快的人口增长,相对缓慢的物质资本积累速率,整体较低的人力资本质量提升速率,这也导致多数经济体出现较低的经济增长及疲弱的人均产出水平提高。据上文所述,若依然将 G^N 、 G^K 、 G^Z 三者对 G^Y 以及 g^L 、 G^Z 二者对 g^Y 的贡献率之和偏离其理论值的程度作为经济体市场经济成熟度的简单测度,南非、埃及、摩洛哥这三国市场经济的成熟度较高,突尼斯和博茨瓦纳两国有所不如,沙特阿拉伯、伊朗、巴林、阿尔及利亚此四国市场经济的成熟度最差且对物质资本积累的依赖程度最高。本文按组分析九国的增长核算数据。第一组为南非、埃及、摩洛哥。南非经济 G^N 、 G^K 、 G^Z 三者对 G^Y 的相对贡献率为45.6%——高于全球的35.2%以及中东和北非的26.4%,但低于撒哈拉以南非洲的53.7%,10.7%——大幅低于全球的22.5%、撒哈拉以南非洲的21.1%以及中东和北非的39.1%,43.7%——高于全球的38.2%、撒哈拉以南非洲的25.2%以及中东和北非的34.5%。埃及经济 G^N 、 G^K 、 G^Z 三者对 G^Y 的相对贡献率为50.5%——高于全球及中东和北非这两个地区,10.3%——低于全球、两个地区、南非,39.2%——优于全球、两个地区,但劣于南非。摩洛哥经济 G^N 、 G^K 、 G^Z 三者对 G^Y 的相对贡献率为28.4%——低于全球但高于中东和北非,也低于南非和埃及,20.2%——低于全球、两个地区,高于南非和埃及,51.4%——优于全球、两国地区、南非、埃及。第二组包括突尼斯和博茨瓦纳。突尼斯经济中, G^Z 对 G^Y 的相对贡献率为49.3%——优于全球、两个地区、南非、埃及,但劣于摩洛哥,但有欠成熟的市场经济并未使得人力资本质量的提升按照市场原则合理地体现为人均产出水平的提高。至于博茨瓦纳经济, G^Z 对 G^Y 和 g^Y 的相对贡献率为41.6%——优于全球、两个地区、埃及,但低于南非和摩洛哥,72.6%——略胜于全球的71.0%,优于中东和北非的64.5%,低于撒哈拉以南非洲的77.6%,劣于南非和突尼斯,也不如埃及的89.8%和摩洛哥的79.7%。第三组有阿尔及利亚和巴林。这两国的 G^Z 为负值,而本文提到的经济体中还有3个国家亦是如此,罗马尼亚、俄罗斯以及委内瑞拉。巴林的人口增长率 G^N 为5.53%,居全球首位,阿尔及利亚为2.15%,高于全球以及中东和北非的平均水平。两国仍高度依赖物质资本的积累,再加成熟度很低的市场经济,其人力资本质量水平难免出现下降。第四组为沙特阿拉伯和伊朗。按前文所述,沙特阿拉伯市场经济的成熟程度在本文述及之经济体中排位较靠后,也不如伊朗。较高的人口增长率和对物质资本积累的过度依赖共同导致两国缓慢的人力资本质量提升,同时也无法按市场原则合理地体现为相应的经济增长和人均产出水平的提高。

表8涉及的九国,其 Z 水平均低于全球整体水平,同时都无法追及中国大陆。2017年,巴林、南非、阿尔及利亚的 Z 分别为0.45、0.38、0.22,其 G^Z 也低于全球整体的1.16%,因此,这三国始终无法追及全球整体水平。沙特阿拉伯、伊朗、博茨瓦纳、突尼斯、摩洛哥、埃及的 Z 分别为0.51、0.35、0.30、0.24、0.20、0.17,这六国的 G^Z 均大于1.16%,追及全球整体水平各自需要4.6年、197.4年、60.4年、428.9年、94.3年、257.2年。但是,这六国的 G^Z 都低于中国大陆的5.61%。所以,表8提到的9个国家均难以追平中国大陆的 Z 水平。

9. 拉丁美洲地区其他国家人力资本测算与增长核算数据的分析

拉丁美洲地区尚有7个国家具有相对合理的经济数据和超过一百万的人口数量,对其人力资本测算和增长核算数据的分析或可揭示出催生“拉美漩涡”的经济因素,进而有助于判断中国大陆经济当前所处的发展阶段。依据相关测算数据,本文将这7个国家的相应数据见表9。

表9提到的7个国家,市场经济成熟程度可分为两种类型,相对较快的人口增长,差异化明显但总体不高的物质资本积累速率,缓慢的人力资本质量提升,共同使得诸国仅能实现较低水平的经济增长和人均产

表9 拉丁美洲其他国家人力资本测算与增长核算数据

国家	基于式(3)的增长核算分析						基于式(4)的增长核算分析				
	G^Y	G^K	G^N	G^Z			g^Y	g^L	G^Z		
				H^E	H^E	H^E			H^E	H^E	H^E
阿根廷 (0.213)	1.97	0.09 (1%)	1.24 (49%)	1.51 (76%)	1.41 (71%)	1.40 (70%)	0.72	-1.13 (-33%)	1.51 (209%)	1.41 (195%)	1.40 (194%)
玻利维亚 (0.198)	3.12	5.40 (34%)	1.86 (47%)	2.03 (65%)	2.16 (69%)	1.43 (45%)	1.23	3.46 (55%)	2.03 (165%)	2.16 (175%)	1.43 (116%)
巴西 (0.225)	2.04	0.61 (6%)	1.45 (55%)	1.23 (60%)	1.14 (55%)	1.05 (51%)	0.57	-0.83 (-32%)	1.23 (215%)	1.14 (200%)	1.05 (184%)
哥伦比亚 (0.208)	3.59	2.67 (15%)	1.56 (34%)	1.91 (53%)	1.85 (51%)	2.01 (56%)	2.00	1.09 (11%)	1.91 (95%)	1.85 (92%)	2.01 (100%)
厄瓜多尔 (0.264)	3.11	3.36 (28%)	1.86 (44%)	0.82 (26%)	0.82 (26%)	0.82 (26%)	1.23	1.47 (31%)	0.82 (67%)	0.82 (67%)	0.82 (67%)
秘鲁 (0.232)	3.00	3.21 (25%)	1.62 (41%)	1.27 (42%)	1.29 (43%)	1.24 (41%)	1.35	1.56 (26%)	1.27 (94%)	1.29 (95%)	1.24 (91%)
委内瑞拉 (0.407)	1.08	0.35 (13%)	1.75 (96%)	-2.46 (-227%)	-2.55 (-236%)	-3.07 (-284%)	-0.66	-1.37 (84%)	-2.46 (372%)	-2.55 (386%)	-3.07 (465%)

出水平的提高。7个国家可按其市场经济成熟程度划分为两组。第一组包括哥伦比亚、厄瓜多尔和秘鲁,其市场经济成熟程度相对较好。这三国经济增长的年均率 G^y 也相对较高。哥伦比亚的 G^y 为3.59%,居七国之首。 G^z 对其 G^y 和 g^y 的相对贡献率为51.9%——优于全球的38.2%和拉美地区的24.4%,89.6%——同样胜过全球的71.0%。厄瓜多尔的 G^y 为3.11%,略低于玻利维亚的3.12%。 G^z 对其 G^y 和 g^y 的相对贡献率为26.5%——劣于全球但稍好于拉美地区,68.4%——不如全球和哥伦比亚。秘鲁的 G^y 为3.00%,而 G^z 对 G^y 和 g^y 的相对贡献率为38.9%——高于全球和拉美地区,低于哥伦比亚但好过厄瓜多尔,78.3%——不如哥伦比亚,但高于全球和厄瓜多尔。第二组为玻利维亚、巴西、阿根廷、委内瑞拉。玻利维亚经济的 G^z 对 G^y 和 g^y 的相对贡献率为44.5%——仍优于全球和拉美地区,但弱于第一组的3个国家,75%——略高于全球和厄瓜多尔,但低于哥伦比亚和秘鲁。其余三国的 g^k 与 G^z 对 g^y 的贡献率之和偏离其理论值过大且异常,本文不再分析其人均产出水平的增长核算数据。巴西经济 G^y 、 G^k 、 G^z 三者对 G^y 的相对贡献率为45.5%——高于全球的35.2%但低于拉美地区的59.3%,4.9%——远低于全球的26.5%和拉美地区的16.3%,49.6%——优于全球和拉美地区。阿根廷经济中, G^y 、 G^k 、 G^z 对 G^y 的相对贡献率为38.9%——高于全球但低于拉美地区和巴西,0.8%——仅高于罗马尼亚和俄罗斯这两国的负值水平,60.3%——胜于全球、拉美地区、哥伦比亚、厄瓜多尔、秘鲁、玻利维亚、巴西。委内瑞拉有着较高的人口增长率,对物质资本积累的依赖程度也高过其他六国但又无法实现合理的物质资本积累,导致其人力资本质量出现快速、大幅下降。究竟何种经济政策与实践致使委内瑞拉陷入此境,同样需要深入研究以资借鉴。

表9提到的7个国家,其 Z_t 水平均低于全球整体,同样也无法追及中国大陆。2017年,厄瓜多尔和委内瑞拉的 Z_t 为0.31和0.28,低于全球整体的0.56,其 G^z 也都低于全球整体的1.16%,因此,这两国也将无法达到全球整体的 Z_t 水平。阿根廷、巴西、哥伦比亚、秘鲁、玻利维亚五国的 Z_t 分别为0.54、0.49、0.40、0.33、0.19,各自追及全球整体水平将分别需要10.5年、193.0年、45.6年、486.6年、126.2年。然而,中国大陆的 Z_t 与全球整体水平相同, G^z 又远高于七国,因此它们亦无法追及中国大陆的 Z_t 水平。

(三)人均产出水平跨国差异成因的分析

上述研究表明,人力资本质量水平 Z_t 和消费产出比 μ_c 方面的差异是造成人均产出水平 y_t 跨国差异的两个主要因素。依据式(4),人均产出水平的影响因素有4个,即 Z_t 、 k_t 、 H^b 、 α 。依据前文,为各经济体选取相同的人力资本数量“基准水平” H^b_w ,并将之用于人均产出水平跨国差异的分析,该方法并不存在数理逻辑方面的问题。于是, y_t 跨国差异的影响因素减为 Z_t 、 k_t 、 α 。由式(4)和各变量的定义可以得到 $\ln y_t = [1/(1-\alpha)]\ln Z_t + [\alpha/(1-\alpha)]\ln \mu_k + \ln H^b$,再据前文理论模型之参数约束 $\mu_k = \alpha\beta / (1-\beta + \beta\bar{\delta})$,就可以得出:

$$\ln y_t = \frac{1}{1-\alpha} \ln Z_t + \frac{\alpha}{1-\alpha} \left[\ln \alpha + \ln \left(\frac{\beta}{1-\beta + \beta\bar{\delta}} \right) \right] + \ln H^b$$

除中国大陆之外,本文提到的各经济体采用与美国相同的 β 和 $\bar{\delta}$;此时,人均产出水平跨国差异的影响因素再减为 Z_t 和 α 。由参数约束 $\mu_c = 1 - \bar{\delta}\mu_k$,可知 $\alpha \approx 1 - \mu_c$ 。如果经济体 i 和 j 的消费产出比相同,即 $\mu_c^i = \mu_c^j = \bar{\mu}_c$,经济体 i 和 j 的人均产出水平 y_t^i 和 y_t^j 之间存在如下关系:

$$\frac{y_t^i}{y_t^j} = \left(\frac{Z_t^i}{Z_t^j} \right)^{\frac{1}{1-\mu_c^i}} \quad (14)$$

依据式(14), y_t 跨国差异全部来源于 Z_t 的不同。但各经济体的实际消费产出比不尽相同,其影响就必须纳入考虑,人均产出水平跨国差异的影响因素就变为 Z_t 和 μ_c 。本文未能构建出可将 y_t 与 μ_c 跨国差异二者直接联系起来的函数,很难准确判断二者之间存在何种定性或者定量关系。如果经济体 i 和 j 的消费产出比不同,即 $\mu_c^i \neq \mu_c^j$,鉴于 $\beta / (1-\beta + \beta\bar{\delta}) \approx 1/\bar{\delta}$,经济体 i 和 j 的人均产出水平 y_t^i 和 y_t^j 之间存在如下关系,于是可得:

$$\ln \frac{y_t^i}{y_t^j} = \ln \frac{(Z_t^i)^{1/\mu_c^i}}{(Z_t^j)^{1/\mu_c^j}} + \ln \frac{[(1-\mu_c^i)/\bar{\delta}]^{(1-\mu_c^i)/\mu_c^i}}{[(1-\mu_c^j)/\bar{\delta}]^{(1-\mu_c^j)/\mu_c^j}} \quad (15)$$

依据式(15), y_t 跨国差异可由两部分解释但无法从中分离出 Z_t 和 μ_c 跨国差异的单独作用。第一项

$\ln[(Z_i)^{1/\mu_c}/(Z_i)^{1/\mu_c}]$ 为 Z_i 对 y_i 跨国差异贡献。第二项 $\ln\{[(1-\mu_c)\bar{\delta}]^{(1-\mu_c)/\mu_c}/[(1-\mu_c)\bar{\delta}]^{(1-\mu_c)/\mu_c}\}$, 在参数约束 $\mu_c = (1-\mu_c)\bar{\delta}$ 的视角下, 可将之视为 μ_c 经由 μ_c 对 y_i 跨国差异的贡献。

本文发现, 式(15)中第1项, 即 Z_i 方面的不同能够解释绝大部分的 y_i 跨国差异。本文仅对中国与七国集团、经合组织、西欧、七国集团成员国之 Z_i 差异对 y_i 差异的解释能力按式(15)进行实证研究。1981~2017年, 七国集团和中国的 y_i 平均相差23.15倍, 自然对数值为3.14。 Z_i 差异自然对数的平均值为2.89, 能够解释91.9%的 y_i 差异。2017年, 经合组织和中国的 y_i 相差5.35倍, Z_i 的差异可解释99.0%的 y_i 差异; 1981~2017年, 两个经济体 y_i 差异的平均值为18.55倍, Z_i 的差异可解释其中的90.5%。2017年, 西欧地区和中国 y_i 相差5.31倍, Z_i 的差异可解释95.0%的 y_i 差异; 1981~2017年, 两个经济体 y_i 差异的平均值为18.94倍, Z_i 的差异可解释其中的88.7%。1981~2017年, 美国和中国的 y_i 平均相差24.58倍, 自然对数值为3.20。 Z_i 差异自然对数的平均值为3.06, 能够解释95.6%的 y_i 差异。2017年, 日本和中国 y_i 相差6.56倍, Z_i 的差异可解释89.6%的 y_i 差异; 1981~2017年, 两国 y_i 差异的平均值为23.53倍, Z_i 的差异可解释其中的85.4%。2017年, 德国和中国 y_i 相差6.38倍, Z_i 的差异可解释97.2%的 y_i 差异; 1981~2017年, 两国 y_i 跨国差异的平均值为22.81倍, Z_i 的差异可解释其中的89.9%。1981~2017年, 英国和中国的 y_i 平均相差19.59倍, Z_i 能够解释92.5%的 y_i 差异。2017年, 法国和中国 y_i 相差6.02倍, Z_i 的差异可解释97.7%的 y_i 差异; 1981~2017年, 两国 y_i 跨国差异的平均值为21.87倍, Z_i 的差异解释90.9%的 y_i 跨国差异。2017年, 意大利和中国 y_i 相差5.15倍, Z_i 的差异可解释94.8%的 y_i 差异; 1981~2017年, 两国 y_i 跨国差异的平均值为20.55倍, Z_i 的差异解释89.5%的 y_i 跨国差异。2017年, 加拿大和中国 y_i 相差6.99倍, Z_i 的差异可解释97.4%的 y_i 差异; 1981~2017年, 两国 y_i 跨国差异的平均值为24.59倍, Z_i 的差异解释87.5%的 y_i 跨国差异。

(四) 人力资本质量水平影响因素及提升途径

依据理论模型, Z_i 的影响因素较多, 但现实可行的提升途径有3条: 推动制度创新以促进有利的 ε^z 持续出现, 扩大 μ_c , 提高 $\bar{\delta}$ 。本文依据式(5)和式(13)分析影响 Z_i 的诸因素。由式(5)可知, ρ_z 、 \bar{Z} 、 ε^z 直接影响 Z_i 。而式(13)表明, \bar{Z} 、 α 、 θ 、 β 、 H^p 以及消费增长率和 y_i 都会直接影响 Z_i 。 ρ_z 小于但非常接近于1, 若将式(5)向后无穷迭代, 则可以得到 $\partial \ln Z_i / \partial \ln \bar{Z} = 1$ 和 $\partial \ln Z_i / \partial \ln \varepsilon^z = (\partial \ln Z_i / \partial \varepsilon^z) \times \varepsilon^z = \varepsilon^z$ 。如前所述, 当采用相同的 H^p 时, 会对 Z_i 的水平有影响, 但不会影响其增长率。 β 较为稳定且其变动范围有限, 因而对 Z_i 增长的作用也不显著。 y_i 的提升是最终目的所在, 不宜作为促进 Z_i 增长的途径。根据参数约束 $\mu_c = \alpha\beta / (1-\beta+\beta\bar{\delta})$ 和 $\mu_c = 1-\bar{\delta}\mu_c$ 以及本文假设 $\bar{Z} = 1/\mu_c = (1-\beta+\beta\bar{\delta})/\alpha\beta$, μ_c 既可将 \bar{Z} 、 α 、 β 、 $\bar{\delta}$ 诸参数联系起来, 又能体现 θ 和消费增长率的作用, 同时易于观测、计量。于是, μ_c 可作为优化理论模型各参数的切入点。据前述假设可知, $\partial \ln \bar{Z} / \partial \ln \alpha = -1$; 再由参数约束可知, $\partial \ln \alpha / \partial \ln \mu_c = -\mu_c / (1-\mu_c)$ ^⑧, 据此得到 $\partial \ln Z_i / \partial \ln \mu_c = \mu_c / (1-\mu_c)$; 类似地, $\partial \ln \bar{Z} / \partial \ln \bar{\delta} = 1$, 据之可得 $\partial \ln Z_i / \partial \ln \bar{\delta} = 1$ 。因此, 合乎数理逻辑, 易于观测, 同时在政策实践中可操作性较好的 Z_i 提升途径有两条: 扩大 μ_c , 提高 $\bar{\delta}$ 。

依据前文所述, 扩大 μ_c 和提高 $\bar{\delta}$ 均能促进 Z_i 的提升。通过提高 $\bar{\delta}$ 来促进 Z_i 的增长, 其成效并不显著(张立元, 2018a)。2017年, 中国大陆的 μ_c 为0.501, 处于较低水平且低于全球整体水平, 大幅低于西欧、北美、经合组织、七国集团及其成员国、澳大利亚、新西兰等经济体。因此, 通过扩大 μ_c 来促进 Z_i 的提升, 其政策空间较大, 预期成效也将甚为显著。本文按照前述方法计算中国大陆 μ_c 分别扩大至全球、经合组织、七国集团、西欧、北美、七国集团成员国、澳大利亚、新西兰的水平时带动的 Z_i 总增长率, 以及若在10年、20年内将 μ_c 扩大至相应水平时预期的 Z_i 增长年均率, 具体数据编为表10。

依据表10数据, μ_c 的扩大对 Z_i 增长年均率

表10 中国经济消费产出比的扩大与人力资本质量水平的提升

国家或经济体	μ_c	$\bar{\mu}_c$	$\frac{\partial \ln Z_i}{\partial \ln \mu_c}$	$G_{total}^{\mu_c}$	$G_{total}^{\bar{\delta}}$	$G_{total,10}^{\mu_c}$	$G_{total,10}^{\bar{\delta}}$	$G_{total,20}^{\mu_c}$	$G_{total,20}^{\bar{\delta}}$
全球	0.732	0.617	1.608	46.11%	74.12%	3.86%	5.70%	2.43%	2.81%
经合组织	0.788	0.645	1.813	57.29%	103.86%	4.63%	7.38%	2.52%	3.63%
七国集团	0.816	0.659	1.928	62.87%	121.24%	5.00%	8.26%	2.56%	4.05%
西欧	0.753	0.627	1.681	50.30%	84.55%	4.16%	6.32%	2.46%	3.11%
北美	0.856	0.679	2.110	70.86%	149.54%	5.50%	9.58%	2.62%	4.68%
美国	0.865	0.683	2.155	72.65%	156.54%	5.61%	9.88%	2.64%	4.82%
日本	0.754	0.628	1.685	50.50%	85.07%	4.17%	6.35%	2.47%	3.13%
德国	0.736	0.619	1.621	46.91%	76.05%	3.92%	5.82%	2.44%	2.87%
英国	0.836	0.669	2.017	66.87%	134.84%	5.25%	8.91%	2.59%	4.36%
法国	0.782	0.642	1.789	56.09%	100.36%	4.55%	7.20%	2.51%	3.54%
意大利	0.800	0.651	1.861	59.68%	111.08%	4.79%	7.76%	2.54%	3.81%
加拿大	0.778	0.640	1.774	55.29%	98.08%	4.50%	7.07%	2.50%	3.48%
澳大利亚	0.731	0.616	1.604	45.91%	73.64%	3.85%	5.67%	2.43%	2.80%
新西兰	0.789	0.645	1.817	57.49%	104.45%	4.65%	7.41%	2.52%	3.64%

的促进作用,有助于逆转中国大陆经济 Z_t 提升速率稳步放缓的趋势,可缩短中国大陆经济达到发达经济体 Z_t 水平所需时间。测算数据表明,1981~2017年中国大陆 G_t^z 为 5.61%,2000~2017年降为 3.54%,2010~2017年又放缓为 2.23%。2017年,中国大陆经济的 Z_t 仅为 0.56,远低于经合组织、七国集团。据前文分析, Z_t 方面的不同能够解释绝大部分的 y_t 跨国差异。这意味着,缩小中国大陆与发达经济体之间在 y_t 方面的差距,须致力于减小二者在 Z_t 水平上的距离,如此就需要提高 G_t^z 。按照表 10 数据,即使 20 年内将中国大陆 μ_c 逐步扩大至全球整体水平的 0.732,也会对 G_t^z 起到加持 2.81% 的作用,将之与 2010~2017 年的 G_t^z 年均率 2.23% 相加后,中国大陆追及经合组织 Z_t 水平的时间会从 64.1 年减至 22.9 年。若能提高 μ_c 为经合组织的 0.788,3.63% 的 G_t^z 加持作用将使所需时间再次缩短为 19.3 年。若将 μ_c 增加到七国集团的 0.816,4.05% 的 G_t^z 加持作用可将中国大陆发展达到领先经济体 Z_t 水平的时间从 71.6 年降到 21.2 年。若可推升 μ_c 达到美国的 0.865,4.82% 的 G_t^z 加持作用就能使中国大陆追及美国 Z_t 水平的时间从 96.9 年变为 22.9 年。相应地,中国大陆与发达经济体、领先经济体、美国之间 y_t 的差异也会随之收窄,亦能顺利跨越“上中等收入陷阱”,继而迈进发达经济体,跻身领先经济体。

2017 年,美国经济的 μ_c 为 0.865,领先于各发达经济体。若 30 年内中国大陆经济 μ_c 逐渐、平稳提高至 0.865 时,这种政策实践对 y_t 的量化将产生怎样的影响? 考虑到 μ_c 变化对 \bar{Z} 的影响将体现为对其后各期 G_t^z 的加持作用,如此则意味着无需重复考虑 \bar{Z} 变化的影响。 H^b 仍取不变的 H^b_w , μ_c 的调整保持恒定速率 (μ_c^{t+1}/μ_c^t 为常数)。再若预期 g^y 亦维持大体不变 (y_{t+1}/y_t 也是常量) 且人口增长率 $G^{N,t+1}$ 不出现较大波动。于是,依据式 (13) 和参数约束 $\mu_c \approx 1 - \alpha$, G_t^z 和 g^y 存在如下的近似线性关系:

$$g^y = G_t^z / \mu_c^c \quad (16)$$

本文预测,如果人力资本质量水平增长率不变,伴随着市场经济体制成熟度的不断提高,中国大陆经济的 y_t 将于 2027 年达到 12257.76 美元并成为高收入经济体,至 2049 年增长为 31674.23 美元,达到当时美国经济 y_t 的 35.11%; 但若出现有利的 Z_t 冲击, g^y 将随之加大,各经济发展目标的实现亦会提前。2017 年,中国大陆和美国的 y_t 分别为 7368.08 美元与 53136.29 美元(2010 年不变价格),前者仅为后者的 13.87%。若在 30 年内完成中国大陆经济的投资-消费结构调整, μ_c 需年均提高 1.84%,相应的 G_t^z 年均率为 3.19%。依据式 (16),调整期内,随着 μ_c 的扩大, g^y 将呈下降趋势,预计从 2019 年的 6.25% 逐年降至 2049 年的 3.62%。若美国经济 G_t^z 仍能保持 1981~2017 年的平均水平 1.49% 且 μ_c 维持不变,在其成熟的市场经济作用下,基于式 (16) 的 g^y 为 1.72%,与 1981~2017 年的均值 1.69% 相差不大。按此预测,中国大陆经济的 y_t 将于 2027 年达到 12257.76 美元,届时将成为高收入经济体;再于 2038 年增长至 20640.81 美元,2048 年将提高为 30568.24 美元。相较于美国经济,2028 年,中国大陆经济 y_t 预计可增长到 12908.16 美元,为美国经济 y_t 的 20.48%;2042 年的预期水平为 24356.92 美元,提升到美国经济 y_t 的 30.42%;2049 年将进一步扩大至 35.11%。若在扩大 μ_c 的同时将政府支出侧重于教育体系的优化、人力资本投资、基础研究,以及其他能够促进有利的 Z_t 冲击持续出现的领域,各经济发展目标将会更早实现。如果有利的 Z_t 冲击使得 G_t^z 年均率额外提高 1%,升至 4.19%。此时,中国大陆经济的 y_t 预计在 2024 年增至 12448.50 美元,达到美国经济 y_t 的 20.79%,跨入高收入经济体;2040 年,前者 y_t 即可突破 3 万美元,为后者 y_t 的 40.69%;2049 年,将接近 5 万美元,所占比例也可扩至 54.68%。

μ_c 的扩大对 G_t^z 年均率和 Z_t 水平的提振作用,要充分传导至 y_t 的增长,离不开高度成熟的市场经济体制。如前文所述,若将 G^N 、 G^A 、 G^z 三者对 G^Y 以及 g^A 、 G^z 二者对 g^y 的贡献率之和偏离其理论值的程度作为经济体市场经济成熟度的简单测度,中国大陆要低于全球整体水平,也不如西欧、北美、七国集团及其成员国、经合组织及多数其他成员国、中国台湾、中国香港等经济体。按照前文对若干经济体增长核算数据的分析,扭曲的市场无法将 Z_t 的提升充分反映为 y_t 和 Y_t 的提高。人力资本要素市场成熟度愈高,愈能有效地在微观层面上激励个体经济人和集体经济人提升自身 Z_t 水平,进而持续催生出技术变化和有利的 ε^z 冲击,带动经济体 Z_t 整体水平的上升。就此而言,“制度重于技术,兼具有序性和公正性的制度安排是提升技术创新能力的前提”(刘伟, 2014)。

四、主要结论与政策倾向

依据前文分析,本文得出如下结论。

第一,人力资本质量水平跨国差异能够解释人均产出水平跨国差异的绝大部分,而人力资本质量提升速率的高低决定了两类经济发展水平差异能否最终拉平。实际增长核算分析表明,这高低两类发展水平差异将长期存在,即使高收入经济体之间也未显示出趋同的经验证据。

第二,2017年,中国大陆经济的人力资本质量水平为0.56,与全球总体平均水平相同,美国经济为2.23。若以经合组织的1.47为发达国家的衡量标准,七国集团的1.81为领先国家的衡量标准,1981~2017年中国大陆经济的人力资本质量水平提升年均率5.61%,按此预测,追及经合组织、七国集团、美国经济的人力资本质量水平分别需要23年、28年、35年;2000~2017年中国大陆经济的人力资本质量水平年均率降为3.54%,据此预期,实现上述发展目标需要33年、41年、51年;2010~2017年又放缓为2.23%,前述发展目标的达成需要64年、72年、97年。因此,重要的在于加快提高人力资本质量水平增长率,这是实现潜在发展能力提升的关键,更是实现赶超目标的基础。

按照前文所述,如下3条政策建议或将缩短中国大陆经济成为发达经济体和领先经济体的时间进程。

第一,促进市场经济体制成熟度的不断提高,推进中国特色的社会主义市场经济化、法治化。成熟的人力资本要素市场能够在微观层面上激励个体经济人和集体经济人致力于提升其人力资本质量水平,并在此过程中促进技术变化的出现及其收入或利润的同比例提高,进而在宏观层面上驱动中国大陆经济整体人力资本质量水平的上升,技术实力的增强,人均产出水平的等比例增长。

第二,扩大消费产出比,推动最终需求对市场主体的约束和激励。在成熟市场经济体制作用于资源配置的前提下,消费需求的扩大显然会激励厂商追逐最大化的利润,为此会倾向于雇佣人力资本质量水平更高的个体经济人以期更有可能实现技术变化,这将进一步强化个体经济人提升其人力资本质量的激励,进而形成良性循环。按上文所述,若能在20年内将中国经济消费产出比扩大至经合组织、七国集团、美国经济的水平,追及各经济体人力资本质量水平的的时间将大幅缩短为19.3年、21.2年、22.9年,届时中国经济亦可顺利越过“上中等收入陷阱”,接着跃升为发达国家,比肩领先国家。若在30年内将中国大陆经济消费产出比提至美国经济的0.865,仅此即可推动中国大陆于2027年发展为高收入经济体,2049年达到美国人均产出水平的35.11%。

第三,政府支出致力于持续优化整个教育体系,加大人力资本投资,强化基础研究,进而促进人力资本质量水平持续提升。低利率应当源自一个国家的经济增长质量,而不是货币供给的盲目扩张。货币供给扩张下的低利率无法维持经济的持续繁荣;人力资本质量水平及其提升速率越高,经济增长对物质资本投资和积累的依赖程度就越低,如是则无必要通过低利率刺激物质资本投资。因此,扩大消费产出比的过程中,政府支出应重点偏向于教育体系的不断优化以确保未来的人力资本质量保持高水平提升,大规模人力资本投资——既可提升人力资本质量水平亦能缩小收入差距。若将未来30年内人力资本质量提升的年均率额外增加1%,中国大陆人均产出水平将于2024年上升至12448.50美元,顺利成为高收入经济体;到2049年时接近5万美元,达到美国的54.68%。

上述政策的实施,须有经济制度和机制方面的保障。显然,作为发展中国家应加速提升人力资本质量,并以此推动经济发展潜能持续提升。加快经济发展需要使市场机制在资源配置上发挥决定性作用,同时更好发挥政府作用。市场化和法治化滞后,进而经济缺乏追求效用和产出最大化的激励与约束,缺乏市场硬约束和公平竞争,人力资本质量提升缺乏动力,人力资本质量提升与竞争性的市场配置资源是同一过程。但对于落后的要实现赶超发展的发展中国家来说,还必须发挥好政府作用,这一方面是由于发展中国家市场化不成熟,另一方面即使成熟的市场机制在人力资本质量提升上也有严重的局限,必须在市场竞争基础之上更好发挥政府作用,要实现市场决定性作用与更好发挥政府作用的统一。在经济制度上必须坚持公有制为主体,多种所

有制经济共同发展,坚持按劳分配为主,多种分配方式并存的基本经济制度,进而使社会主义制度与市场经济有机统一,中国特色社会主义为此开辟了道路。现代化的发展目标须有制度和治理体系及治理能力的现代化来支撑^④。

(作者单位:中国人民大学。责任编辑:李逸飞)

注释

①未纳入增长核算分析的128个国家,西欧地区共有2个国家,马耳他和卢森堡两国人口均不足1百万。东欧地区共有8个国家:阿尔巴尼亚经济数据存在异常,1996年最终消费大于总产出,1997年和1998年两者相等;亚美尼亚、阿塞拜疆、波黑、格鲁吉亚、马其顿、摩尔多瓦存在类似的问题;2013~2017年乌克兰的经济数据也出现了类似的问题。亚洲和大洋洲地区共有28个国家。4个东盟成员国:文莱人口不足1百万;1994年以及1996~1998年,柬埔寨经济数据显示最终消费与总产出相等;老挝、缅甸的经济数据也存在类似问题。24个非东盟成员国:阿富汗、不丹、库克群岛、斐济、基里巴斯、吉尔吉斯斯坦、朝鲜、密克罗尼西亚、马绍尔群岛、蒙古、瑙鲁、尼泊尔、新喀里多尼亚、帕劳、巴基斯坦、巴布亚新几内亚、萨摩亚、所罗门群岛、东帝汶、塔吉克斯坦、土库曼斯坦、汤加、图瓦卢、瓦努阿图亦有类似的经济数据问题。中东和北非地区共有12个国家:伊拉克、约旦、科威特、黎巴嫩、利比亚、阿曼、巴勒斯坦、卡塔尔、叙利亚、苏丹、阿联酋、也门也存在类似的经济数据问题。撒哈拉以南非洲地区共有45个国家:安哥拉、贝宁、布基纳法索、布隆迪、喀麦隆、佛得角、中非共和国、乍得、科摩罗、刚果、刚果民主共和国、科特迪瓦、吉布提、赤道几内亚、厄立特里亚、埃塞俄比亚、加蓬、加纳、冈比亚、几内亚、几内亚比绍、肯尼亚、莱索托、利比里亚、马达加斯加、马拉维、马里、毛里求斯、毛里塔尼亚、莫桑比克、纳米比亚、尼日尔、尼日利亚、卢旺达、圣多美和普林西比、塞内加尔、塞舌尔、塞拉利昂、索马里、斯威士兰、坦桑尼亚、多哥、乌干达、赞比亚、津巴布韦也有类似的经济数据问题。拉美地区则有33个国家:巴哈马人口不足1百万且存在经济数据不合理的现象,而安圭拉、安提瓜和巴布达、阿鲁巴、巴巴多斯、伯利兹、百慕大、开曼群岛、哥斯达黎加、古巴、多米尼克、多米尼加共和国、萨尔瓦多、危地马拉、圭亚那、格林纳达、海地、洪都拉斯、牙买加、蒙特塞拉特、荷属安的列斯群岛、尼加拉瓜、巴拿巴、巴拉圭、波多黎各、圣基茨和尼维斯、圣卢西亚、圣文森特和格林纳丁斯、苏里南、特立尼达和多巴哥、特克斯和凯科斯群岛、乌拉圭、英属维尔京群岛。

②不同经济体的数据起始年份存在差异,此处仅作示例,后文不赘。

③若令 $1-\mu_c=\kappa_c$,则据参数约束可得, $\kappa_c\delta=\alpha\beta/(1-\beta+\beta\delta)$,再得, $\ln\kappa_c-\ln\delta=\ln\alpha+\ln[\beta/(1-\beta+\beta\delta)]$;于是, $\partial\ln\alpha/\partial\ln\kappa_c=1$ 。 $\partial\ln\kappa_c/\partial\ln\mu_c=(\kappa_c/\mu_c)\times(\mu_c/\kappa_c)=-1\times[\mu_c/(1-\mu_c)]=-\mu_c/(1-\mu_c)$ 。

④参见《中共中央关于坚持和完善中国特色社会主义制度 推进国家治理体系和治理能力现代化若干重大问题的决定》,中国共产党第十九届中央委员会第四次全体会议,2019年10月31日。

参考文献

- (1)Aghion, P. and Howitt, P., 1992, "A Model of Growth through Creative Destruction", *Econometrica*, 60(03), pp.323~351.
- (2)Bils, M. and Klenow, P. J., 2000, "Does Schooling Cause Growth?", *American Economic Review*, 90(05), pp.1160~1183.
- (3)Dagum, C. and Slottje, D. J., 2000, "A New Method to Estimate the Level and Distribution of Household Human Capital with Application", *Structural Change and Economic Dynamics*, 11(1), pp.67~94.
- (4)Grossman, G. M. and Helpman E., 1991, *Innovation and Growth in the Global Economy*, Massachusetts: MIT Press.
- (5)Hall, R. E. and Jones, C. I., 1999, "Why do some Countries Produce so much more Output per Worker than Others?", *Quarterly Journal of Economics*, 114(1), pp.83~116.
- (6)Jones, B. F., 2014, "The Human Capital Stock: A Generalized Approach", *American Economic Review*, 104(11), pp.3752~3777.
- (7)Kiker, B. T., 1996, "The Historical Root of the Concept of Human Capital", *Journal of Political Economy*, 74(05), pp.481~499.
- (8)Klenow, P. J. and Rodriguez-Clare A., 1997, *The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has it Gone too Far?*, NBER Macroeconomics Annual Vol.12, Massachusetts: MIT Press.
- (9)Lucas, R. E., 1988, "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, (22), pp.3~42.
- (10)Manuelli, R. E. and Seshadri, A., 2014, "Human Capital and the Wealth of Nations", *American Economic Review*, 104(9), pp.2736~2762.
- (11)OECD, 2001, *The Well-being of Nations: The Role of Human Capital and Social Capital*, Paris.
- (12)Parente, S. L. and Prescott, E. C., 2000, *Barriers to Riches*, Massachusetts: MIT Press.
- (13)Romer, P. M., 1990, "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, 98(10, Part2), pp.S71~S102.
- (14)Rostow, W. W., 1990, *Theorists of Economic Growth from David Hume to the Present: with a Perspective on the Next Century* (1st Edition), London: Oxford University Press.
- (15)Solow, R. M., 1956, "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70(2), pp.65~94.
- (16)Swan, T. W., 1956, "Economic Growth and Capital Accumulation", *Economic Record*, 32(11), pp.334~361.
- (17)Tobin, J., 1955, "A Dynamic Aggregative Model", *Journal of Political Economy*, 63(02), pp.103~115.
- (18)World Bank, 1997, "Exploring the Measure of Wealth: Indicators of Environmentally Sustainable Development", *Environmentally Sustainable Development Studies and Monographs Series* (No.17), Washington DC.
- (19)刘伟:《转变发展方式的根本在于创新》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》,2014年第1期。
- (20)刘伟、范欣:《现代经济增长理论的内在逻辑与实践路径》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》,2019年第3期。
- (21)刘伟、张立元:《资源配置、产业结构与全要素生产率:基于真实经济周期模型的分析》,《经济理论与经济管理》,2018年第9期。
- (22)张立元:《中国经济全要素生产率:基于真实经济的分析》,《宁夏社会科学》,2018a年第5期。
- (23)张立元:《基于真实经济周期模型的全要素生产率测算》,北京大学博士研究生学位论文,2018b年。
- (24)朱平芳、徐大丰:《中国城市人力资本的估算》,《经济研究》,2007年第9期。

Economic Development Potentials and Human Capital Quality

Liu Wei and Zhang Liyuan

(School of Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Summary: This paper explores the causes of cross-country differences in output per capita and the development potentials of China economy based on measuring the quantity and quality of human capital. The paper calculates the quantitative benchmarks of human capital and derives the equation of measuring quality of human capital within a basic real business circle model and by employing its steady-state and log-linear system. The paper obtains the data of quality of human capital and of its average annual growth rates of global economy, 7 economic regions, 4 economic organizations and 73 economies, and performs growth accounting at aggregate and per capita level accordingly.

The paper finds that differences in quality of human capital could explain most part of cross-country differences in output per capita, and these differences in quality and quantity of human capital will always exist, and that there are no experience evidences implying the convergence among high-income economies even. In 2017, the output per capita of OECD is 5.35 times to that of China, and the difference in human capital quality could explain 99.0% of the output for OECD, 95.0% for Western Europe, 89.6% for Japan, 97.2% for Germany, 97.7% for France, 94.8% for Italy, and 97.4% for Canada. During the period from 1981 to 2017, on average, the output per capita of G7 as an economy is 23.15 times to that of China economy, and the difference in human capital quality could account for 91.9% of the former one; 90.5% for OECD, 88.7% for Western Europe, 95.6% for U.S., 85.4% for Japan, 89.9% for Germany, 92.5% for U.K., 90.9% for France, 89.5% for Italy and 87.5% for Canada.

The measured data suggest that the actual level of human capital quality of China is much lower than developed countries in addition to its decreasing average annual growth rate. Under the condition of setting a same quantitative benchmark, the human capital quality of China economy in 2017 is 0.56, which is equal to that of global economy. The human capital quality of OECD, G7 and of U.S. in 2017 is 1.47, 1.81 and 2.23 respectively. The average annual growth rate of human capital of China economy during the period of 1981~2017, 2000~2017 and 2010~2017 is 5.61%, 3.54% and 2.23% respectively. These economic facts, which mean that China will continue developing in the long term, are slowing down the sustainable development of Chinese economy. If the human capital quality of OECD, G7 and U.S. is regarded as the standard for being a developed economy, a leading one or the champion, in line with their average annual growth rates of human capital quality during the period of 1981~2017, 2000~2017 and 2010~2017, then 23, 33 and 64 years will be needed for China to be a developed economy; 28, 41 and 72 years for being a leading one; 35, 51 and 97 years for being the champion.

Therefore, a rapid improvement of human capital quality is the key to release the development potentials of Chinese economy and, more important, the foundation to achieve the development goals. Increasing the ratio of final consumption to output is the way to enhance human capital quality, which is easy to be observed and complies with mathematical logic. The paper forecasts that, if the ratio is managed to gradually increase to 0.865 of U.S. economy in 2017 in future 30 years, or annually increase by 1.84%, China will, to the latest, become a high-income economy by 2027 with the output per capita of 12,257.76 USD (constant price of 2010). And, if the market-oriented reform makes continuous success and the government expenditures focus on optimizing the whole education system, investing in human capital and financing fundamental research, the time for China to grow up as a developed economy, a leading one and the champion could be less. On the basis of assuming an extra 1% annual growth rate of human capital quality because of the emerging favorable shocks to human capital quality, the paper predicts that China could probably be a high-income economy by 2024 and its output per capita may be 50,000 USD by 2049, which is 54.7% of U. S.

Keywords: human capital quality; cross-country difference in output per capita; economic development potential

JEL Classification: F061.2