

技术进步的方向与经济高质量发展 ——基于全要素生产率和产业结构升级的视角

涂正革, 陈 立

摘 要: 技术进步的方向是影响宏观经济增长和产业结构变迁的重要因素, 但鲜有文献就其对经济高质量发展的影响进行探究。本文根据标准化供给面系统方法, 估算出 1990—2016 年间中国 28 个省级行政区的技术进步方向指数, 并运用这一指数进行了基于偏向性技术进步的量化分析。计量回归结果表明, 排除相关控制变量影响, 偏向资本的技术进步对经济增长率提升和全要素生产率的进步具有正向作用, 并且有利于产业结构从传统部门向现代部门、从低生产率部门向高生产率部门的转移, 因而能够在一定程度上促进经济高质量发展; 另一方面, 资本偏向型技术进步会导致不同产业部门之间投入产出效率差距加大, 不利于各产业协调发展, 并且会导致劳动报酬比重下降, 因此需要审慎考虑其在未来经济发展中的作用。

关键词: 偏向性技术进步; 经济高质量发展; 全要素生产率; 产业结构升级

中图分类号: F273.1 文献标识码: A 文章编号: 1671-0169(2019)03-0119-17

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2019.03.012

一、引 言

在对经济增长的研究分析中, 除却生产要素的投入, 技术进步对经济效率的提升也受到了广泛的关注。早在 Solow 开创的新古典增长理论框架中, 技术进步就被认为是推动经济在达到稳态均衡后保持持续增长的动力^[1]。

在传统意义上, 技术进步被认为是“中性”的。也就是说, 它不会改变国民收入中要素收入的份额, 无论这种技术进步对资本和劳动的使用效率有怎样的提升——事实上, 劳动增强型、资本增强型和同步增强两种要素生产效率的技术进步分别被归类为哈罗德中性、索洛中性和希克斯中性的技术进步。这种“中性”性质被 Kaldor 总结为经济增长的六种经验性事实之一, 它与资本-劳动的单位替代弹性假设密切相关^[2]。

然而, 随着 20 世纪 90 年代末以来一系列实证研究的发现, 技术进步“中性”的假设受到了极大的动摇。越来越多的学者相信, 资本和劳动的替代弹性往往并不是单位弹性, 从而技术进步是具有偏向特征的。它会通过改变资本和劳动的相对边际产出, 从而影响要素收入的份额。这种性质的技术进步可以被称为“偏向性技术进步”。相比于中性技术进步的假设, 它更具现实性, 更符合不同地区、不同阶段发展的异质性。

基金项目: 国家社科基金重大项目“环境保护与经济高质量发展融合的机制、路径和政策体系研究”(18ZDA051)

作者简介: 涂正革, 经济学博士, 华中师范大学经济与工商管理学院教授、博士生导师(湖北 武汉 430079); 陈立, 华中师范大学经济与工商管理学院硕士研究生

改革开放以来，中国的经济经历了飞跃性的发展，成长为世界第二大经济体，取得了举世瞩目的成就。但同时，这种由高投入、高消耗所驱动的粗放式增长带来了资源过度消耗、环境日益恶化、经济结构失衡、收入差距拉大等增长质量问题。随着中国经济进入新旧增长动能转换的“换挡期”，转变经济发展方式、提升经济发展质量的重要性日益明确。

转变经济发展方式、提升经济发展质量，就是要从高投入、高消耗的粗放式发展转向依靠技术创新、产业结构优化升级来带动经济发展。经济高质量发展更加关注经济增长的结构因素，包括是否实现了全要素生产率的提升、是否促进了产业结构的优化升级。在这样的评价体系下，偏向性技术进步的作用显得尤为举足轻重：一方面，偏向性技术进步直接促进了全要素生产率的提升，另一方面其通过改变不同经济部门的要素使用效率，引导资源向高劳动生产率的部门转移，从而实现了产业结构的升级。因此，本文试图基于全要素生产率和产业结构变迁的视角，来实证研究偏向性技术进步对我国经济高质量增长的影响。

二、文献综述

早在 1932 年，著名经济学家约翰·希克斯就在其著作《工资理论》中提出了有偏技术进步的概念。他认为，要素的相对价格变化会促使企业家研发新的技术以节约较为昂贵生产要素的使用。如果技术进步有助于提高某种要素的相对边际产出，则这种技术进步是偏向于该生产要素的。也就是说，如果技术进步导致资本相对于劳动的边际产出提升了，称之为资本偏向型技术进步，反之为劳动偏向型技术进步。而中性技术进步是没有改变资本、劳动边际产出之比的技术进步^[3]。

在 20 世纪六七十年代，学术界一度掀起了研究偏向性技术进步的热潮。20 世纪 70 年代之后，单位替代弹性以及中性技术进步成为广泛共识，对于有偏技术进步的研究逐渐销声匿迹。直到 20 世纪末，一系列经验事实证明了发达经济体稳定不变的要素收入份额不再是常态后，又掀起了一波估计要素替代弹性、研究技术进步偏向的浪潮。

其中，Acemoglu 在内生技术进步的框架下运用数理逻辑界定、厘清了要素增强性技术进步、要素替代弹性与要素偏向性技术进步的关系，并详细分析了影响技术进步偏向特征的“诱导性技术进步偏差”，为研究和估计偏向性技术进步的来源、作用与影响奠定了理论基础^[4]。

在实证方面，要研究偏向型技术进步必须突破 C-D 生产函数单位替代弹性的强假设，因此要素增强型 CES 生产函数应运而生。David 等通过设定 CES 生产函数，估计了美国 1899—1960 年的资本和劳动替代弹性以及边际效率，是最早应用这种生产函数研究偏向性技术进步的实证文献^[5]。然而，由于 CES 生产函数的非线性特征，在非单位替代弹性下同时估计要素替代弹性和技术进步偏差十分困难。直到 Klump 等将供给面系统方法和标准化程序结合成“标准化供给面方法”，才得以成功解决 Diamond 的“不可能定理”^[6]。

通过将 Klump 提出的标准化系统方法应用于 Acemoglu 的理论界定，戴天仕等首先建立了定量刻画技术进步偏向大小的指标——技术进步方向指数^[7]。这一定量指标的提出大大扩充了实证研究偏向性技术进步对经济社会方方面面影响的文献。偏向性技术进步相对于中性技术进步，主要的不同之处在于其隐示着总体生产函数中不等于 1 的要素替代弹性，从而会通过改变资本-劳动边际产出比而影响国民收入中的要素报酬份额。因此，关于定量刻画有偏技术进步对经济社会的影响，一般从资本-劳动替代弹性或者技术进步方向指数——该指数反映了技术进步造成资本-劳动边际产出比变化的比率——来着手进行实证研究。就前者而言，陈晓玲等使用中国 1978—2008 年的省际面板数据验证了 De La Grandville 提出的假说——资本-劳动替代弹性的提高能够推动经济增长^[8]；就后者而言，姚毓春等基于技术进步偏向解释了中国工业部门劳动收入份额下降的现象^[9]，孔宪丽等

探讨并实证分析了工业行业中技术进步偏向性耦合于要素禀赋结构对创新驱动产出增长的影响^[10], 董直庆等基于偏向性技术进步对技能溢价的上升进行了解释^[11], 王班班等研究了有偏的技术进步如何通过影响要素替代关系而影响中国的能源强度^[12]。

关于偏向性技术进步对宏观经济增长方面的影响研究, 也有一些文献对此作出了探究。其中, 封永刚等从有偏技术进步和要素投入增长视角重构了中国经济增长动力分解框架, 将经济增长分解为要素投入和要素增强型技术进步的贡献^[13], 邓明和陈乐一等考察了技术进步的偏向对中国省际经济波动的影响^{[14][15]}, 孙学涛等考察了中国县域经济中偏向性技术进步对产业结构升级的影响^[16]。

本文试图在以下方面对偏向性技术进步的研究作出贡献: 首先, 利用 1990—2016 年的省际数据估算中国各省、直辖市、自治区的技术进步方向指数, 以获得对偏向性技术进步最新、最全面的认识; 然后, 利用估算出的技术进步方向指数作为定量度量技术进步要素偏向的指标, 基于实证研究, 从经济增长率、全要素生产率增长和产业结构变迁的视角研究偏向性技术进步对于经济高质量发展的影响。

三、理论模型

为了完成实证分析的目的, 首先需要估计我国 28 个省、直辖市、自治区的技术进步方向指数。技术进步方向指数的估算以 Klump 等提出的“标准化系统方法”为基础。这种三方方程的联立方程模型, 由于包含跨方程参数约束, 可以从根本上缓解结构参数的识别, 获得对资本-劳动替代弹性估计的稳健结果。事实上, Leon-Ledesma 等运用蒙特卡洛模拟分别对几种估计 CES 生产函数中的要素替代弹性和要素增强型技术增长速率的方法的精确性和稳健性进行了评估, 发现标准化供给面系统方法在同时估计替代弹性和增长速率、初始值选择和解释等方面相对于单方程方法、非标准化方法具有显著的优势^[17]。

鉴于上述考虑, 本文将通过构建一个标准化供给面系统, 以实现对相关参数的定义和估算。首先, 假设生产函数为附带要素效率的 CES 生产函数:

$$Y_t = [(1-\alpha)(A_t L_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \alpha(B_t K_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中, Y_t 为实际产出, L_t 为劳动力数量, K_t 为资本存量, A_t 为劳动效率, B_t 为资本效率, α 为资本密集度, σ 为资本-劳动替代弹性。

劳动和资本的边际产出可以通过对 (1) 求导得到:

$$\frac{\partial Y_t}{\partial L_t} = (1-\alpha) \left(\frac{Y_t}{L_t}\right)^{\frac{1}{\sigma}} (A_t)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

$$\frac{\partial Y_t}{\partial K_t} = \alpha \left(\frac{Y_t}{K_t}\right)^{\frac{1}{\sigma}} (B_t)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (3)$$

资本劳动边际产出比表示为资本相对于劳动的边际产出:

$$M_t = \frac{\partial Y_t / \partial K_t}{\partial Y_t / \partial L_t} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{B_t}{A_t}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \left(\frac{L_t}{K_t}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (4)$$

根据 Acemoglu 的定义, 技术进步导致资本-劳动边际产出比 M_t 改变的方向决定了技术进步的偏向性。如果 $\Delta M_t > 0$, 即技术进步提高了资本的相对边际产出, 那么, 技术进步是偏向于资本的; 如果 $\Delta M_t < 0$, 则技术进步是偏向于劳动的; 如果 $\Delta M_t = 0$, 则技术进步为中性的。另外, 从 (4) 中可以看出技术进步偏向与替代弹性之间的关系。如果替代弹性 $\sigma > 1$, 表明资本与劳动是相互替代的, 如果 $\frac{B_t}{A_t}$ 上升 (即相对资本增强型技术进步), 则技术进步偏向于资本; 如果替代弹性 $\sigma < 1$,

表明资本与劳动是互补的, 如果 $\frac{B_t}{A_t}$ 上升, 则技术进步偏向于劳动; 如果替代弹性 $\sigma=1$, 则无论 $\frac{B_t}{A_t}$ 如何变化, 技术进步都是中性的。

根据戴天仕等的分析, 用技术进步方向指数 D_t 来定量刻画年度的技术进步偏向特征:

$$D_t \equiv \frac{1}{M_t} \frac{dM_t}{d(B_t/A_t)} \frac{d(B_t/A_t)}{dt} = \frac{\sigma-1}{\sigma} \left(\frac{A_t}{B_t}\right) \frac{d(B_t/A_t)}{dt} \quad (5)$$

技术进步方向指数表示要素增强型技术进步引起资本-劳动边际产出比的变化率。显然, 要想估算技术进步方向指数, 必须先算出要素效率 A_t 与 B_t 以及要素替代弹性 σ 。

在竞争市场中, 劳动和资本按其边际产出获得报酬:

$$\frac{r_t}{w_t} = \frac{\partial Y_t / \partial K_t}{\partial Y_t / \partial L_t} = \frac{\alpha}{\alpha-1} \left(\frac{B_t}{A_t}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \left(\frac{L_t}{K_t}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (6)$$

将其代入 (1) 式, 可以得到劳动效率和资本效率的表达式:

$$A_t = \frac{Y_t}{L_t} \left(\frac{S_{L_t}}{1-\alpha}\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (7)$$

$$B_t = \frac{Y_t}{K_t} \left(\frac{S_{K_t}}{\alpha}\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (8)$$

其中, S_{L_t} 是实际产出中的劳动报酬比重, S_{K_t} 是资本报酬比重。可见, 技术进步方向指数的估算最后可以归结为对资本-劳动替代弹性 σ 与资本密集度 α 的估计。

为了估计各个省份的替代弹性和资本密集度, 需要构建标准化的三方程系统。三个方程分别为生产函数和资本、劳动需求的一阶方程。为了获得稳健的估计结果, 参照 Klump 等的做法, 对三个方程进行标准化处理, 将初始时期的劳动、资本效率定义为 $A_0=Y_0/L_0$ 、 $B_0=Y_0/K_0$ 。

接下来, 假设技术进步满足指数形式:

$$A_t = A_0 e^{g_{L_t}(t, t_0)} \quad (9)$$

$$B_t = B_0 e^{g_{K_t}(t, t_0)} \quad (10)$$

$g_{L_t}(t, t_0)$ 、 $g_{K_t}(t, t_0)$ 分别是劳动和资本效率的增长速度, 将增长率设定为 Box-Cox 型可变速率:

$$g_{L_t}(t, t_0) = \bar{t} \frac{\gamma_{L_t}}{\lambda_{L_t}} \left(\left(\frac{t}{\bar{t}}\right)^{\lambda_{L_t}} - 1\right) \quad (11)$$

$$g_{K_t}(t, t_0) = \bar{t} \frac{\gamma_{K_t}}{\lambda_{K_t}} \left(\left(\frac{t}{\bar{t}}\right)^{\lambda_{K_t}} - 1\right) \quad (12)$$

其中, γ_{L_t} 、 γ_{K_t} 为技术增长参数, λ_{L_t} 、 λ_{K_t} 为技术曲率。将样本平均值作为相应变量的基准值, 即 $K_0=\bar{K}$, $L_0=\bar{L}$, $t_0=\bar{t}$ 。考虑到生产函数的非线性, 引入规模因子 ξ 以修正标准化引起产出水平相对于基准值的偏离, 即 $\xi\bar{Y}=Y_0$ 。由此, 可以得到标准化的三方程系统:

$$\log\left(\frac{Y_t}{\bar{Y}}\right) = \log(\xi) + \frac{\sigma}{\sigma-1} \log\left\{(1-\alpha) \left[\frac{L_t}{\bar{L}} \exp\left(\bar{t} \frac{\gamma_{L_t}}{\lambda_{L_t}} \left(\left(\frac{t}{\bar{t}}\right)^{\lambda_{L_t}} - 1\right)\right)\right]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \alpha \frac{K_t}{\bar{K}} \exp\left(\bar{t} \frac{\gamma_{K_t}}{\lambda_{K_t}} \left(\left(\frac{t}{\bar{t}}\right)^{\lambda_{K_t}} - 1\right)\right)\right]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right\} \quad (13)$$

$$\log\left(\frac{w_t L_t}{Y_t}\right) = \log(1-\alpha) + \frac{\sigma-1}{\sigma} \log(\xi) - \frac{\sigma-1}{\sigma} \log\left(\frac{Y_t/\bar{Y}}{L_t/\bar{L}}\right) + \frac{\sigma-1}{\sigma} \bar{t} \frac{\gamma_{L_t}}{\lambda_{L_t}} \left(\left(\frac{t}{\bar{t}}\right)^{\lambda_{L_t}} - 1\right) \quad (14)$$

$$\log\left(\frac{r_t K_t}{Y_t}\right) = \log(\alpha) + \frac{\sigma-1}{\sigma} \log(\xi) - \frac{\sigma-1}{\sigma} \log\left(\frac{Y_t/\bar{Y}}{K_t/\bar{K}}\right) + \frac{\sigma-1}{\sigma} \bar{t} \frac{\gamma_{K_t}}{\lambda_{K_t}} \left(\left(\frac{t}{\bar{t}}\right)^{\lambda_{K_t}} - 1\right) \quad (15)$$

根据标准化供给面系统, 通过各省的实际产出 Y_t 、劳动投入 L_t 、资本投入 K_t 、劳动所得 $w_t L_t$ 、资本所得 $r_t K_t$, 可以估算出其资本-劳动替代弹性 σ 与资本密集度 α 。

对于由 (13) — (15) 三个方程组成的非线性联立方程组, 采用可行的广义非线性最小二乘法

(FGNLS) 来进行估计。鉴于三个方程的随机扰动项彼此相关, 此时 FGNLS 等价于非线性似不相关估计 (NLSUR)。对其中参数 ξ 、 α 、 σ 、 γ_L 、 γ_K 、 λ_L 、 λ_K 的初始值设定遵循 Leon-Ledesma 等的思路。

四、技术进步方向指数的估算结果

(一) 数据来源与变量说明

本文研究的样本是内地省级行政区域, 由于海南、重庆、西藏存在大量的缺失数据, 因此将其排除在考察范围之外。数据的样本中包括了其他 28 个省、直辖市、自治区, 样本的时间序列为 1990—2016 年。所选取的指标以及数据来源说明如下:

1. 实际产出 Y_t : 通过 1952 年各省国内生产总值以及各年度的 GDP 指数, 算出以 1952 年价格衡量的不变价格的国内生产总值。数据来自于《新中国六十年统计资料汇编》与各年度的《中国统计年鉴》。

2. 劳动投入 L_t : 使用各年度的就业人员年末数量来衡量。数据来自于《中国统计年鉴》。

3. 资本投入 K_t : 采用单豪杰使用的基期资本存量与折旧率^[18], 根据永续盘存法算出以 1952 年为不变价格衡量的各省区的资本存量时间序列数据。在计算过程中使用的固定资本形成总额和固定资产投资价格指数来自于《新中国六十年统计资料汇编》与《中国统计年鉴》。

4. 劳动所得与资本所得: 按照国内生产总值的收入法核算, 国民收入被分为劳动者报酬、生产税净额、固定资产折旧与营业盈余四个类别。将劳动者报酬归类于劳动所得, 固定资产折旧与营业盈余归类于资本所得, 然后将生产税净额依据以上三个类别的比例分配给劳动所得与资本所得。这样一来, 就能够把实际 GDP 完全分为劳动所得与资本所得。其中, 1993 年以前的收入法核算数据来自于《中国国内生产总值核算历史资料: 1952—1995》; 1993 年以后的收入法核算数据来自于《中国统计年鉴》。为保证价格口径的一致, 将劳动所得和资本所得数据使用 GDP 平减指数折算成 1952 年价格的实际值。

以上变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

变量名	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
产出 (亿元)	756	1 872. 029	2 330. 682	28. 752 72	13 834. 89
劳动投入 (万人)	756	2 443. 934	1 574. 608	211. 2	6 726
资本投入 (亿元)	756	4 739. 974	6 881. 304	33. 46	43 833. 53
劳动所得 (亿元)	756	1 014. 808	1 229. 087	18. 479 22	7 348. 408
资本所得 (亿元)	756	857. 870 4	1 117. 824	9. 064 027	6 911. 633

(二) 估算结果

各省区的参数估计结果如表 2 所示。

表 2 显示了对方程 (13) — (15) 进行非线性似不相关回归的参数估计结果。可以看到, 大多数估计的参数在 1% 水平上是显著的。其中, 天津、上海、江苏、浙江、广东等 11 个省区的资本-劳动替代弹性大于 1, 北京、河北、山西、辽宁、湖北等 17 个省区的替代弹性小于 1。利用表 2 的参数估计结果, 首先可以根据 (9)、(10) 两式计算各省区各时期的劳动效率和资本效率; 然后将劳动效率和资本效率的计算结果代入 (5) 式, 即可得出中国各省区 1990—2016 年的技术进步方向指数。限于篇幅, 本文仅列出 27 年的时间序列中 8 个代表性年份的计算结果, 如表 3 所示。

表 2 各省区的参数估计结果

	a	σ	ξ	γ_L	λ_L	γ_K	λ_K
北京	0.443***	0.879***	0.854***	-0.000489	0.0311	0.0948***	1.116***
天津	0.552***	1.297***	0.867***	0.0874***	0.759***	0.00345	0.795
河北	0.377***	0.797***	0.921***	0.0860***	1.010***	-0.0122	3.987***
山西	0.435***	0.689***	0.977***	0.0829***	0.739***	-0.0152***	2.957***
内蒙古	0.480***	1.221***	0.912***	0.0546***	0.971***	0.0253	0.752
辽宁	0.355***	0.587***	0.907***	0.0866***	1.138***	-0.00388*	6.289***
吉林	0.414***	0.950***	1.003***	0.394***	1.162***	-0.426***	0.936***
黑龙江	0.426***	0.693***	0.916***	0.103***	1.184***	-0.0332***	2.209***
上海	0.543***	1.298***	0.873***	0.124***	0.769***	-0.0437***	0.605***
江苏	0.520***	1.290***	0.882***	0.0951***	1.045***	-0.000389	8.259
浙江	0.570***	2.208***	0.940***	0.0925***	0.987***	-0.0186***	2.140***
安徽	0.356***	0.668***	0.859***	0.114***	0.841***	-0.0428***	0.853***
福建	0.519***	2.294***	0.985***	0.0860***	0.942***	-0.0226***	3.099***
江西	0.322***	0.786***	0.851***	0.149***	1.467***	-0.120***	1.410***
山东	0.555***	1.920***	0.926***	0.0843***	1.020***	-0.00411	4.622***
河南	0.297***	0.565***	0.928***	0.0989***	0.942***	-0.0569***	1.263***
湖北	0.236***	0.539***	0.803***	0.115***	1.256***	-0.0460***	1.720***
湖南	0.329***	0.777***	0.840***	0.125***	0.960***	-0.0704***	0.661***
广东	0.426***	1.101***	0.844***	0.0352**	0.644*	0.0642***	0.615**
广西	0.300***	0.859***	0.902***	0.114***	1.001***	-0.0864***	1.148***
四川	0.353***	0.815***	0.769***	0.151***	1.301***	-0.0667	1.426**
贵州	0.277***	0.900***	0.790***	0.160***	1.773***	-0.159**	2.028***
云南	0.361***	0.777***	0.937***	0.0713***	0.873***	-0.0260***	0.544***
陕西	0.365***	0.742***	0.838***	0.147***	1.194***	-0.0820***	1.091***
甘肃	0.463***	1.665***	0.915***	0.0863***	1.192***	-0.00309	5.987***
青海	0.425***	1.157***	0.907***	0.0227**	1.415*	0.0609***	0.783***
宁夏	0.502***	1.791***	1.016***	0.0838***	1.244***	-0.0331***	2.927***
新疆	0.342***	0.663***	0.943***	0.0600***	0.601***	-0.0202***	0.293***

表 3 各省区代表年份技术进步方向指数

	1990	1994	1998	2002	2006	2010	2014	2016
北京	-0.41714	-0.21131	-0.15964	-0.08542	0.05985	0.23533	0.04703	0.48437
天津	-1.32575	-0.51223	-0.47244	0.12657	0.23415	0.19165	0.04583	0.10216
河北	0.02054	-0.26673	0.18148	0.32543	-0.15833	0.06959	0.14379	0.19509
山西	-0.12890	-0.03042	0.12110	0.06491	0.08944	0.87439	-0.03750	0.07711
内蒙古	-0.05387	0.39848	0.31183	0.39313	0.32506	0.43070	-0.21396	0.06952
辽宁	-0.18180	0.09916	0.11142	0.12544	0.23815	0.10627	-0.18949	0.13209
吉林	-0.44500	-0.32442	0.02814	0.15138	0.02836	-0.00116	-0.37490	-0.01064
黑龙江	0.16859	0.02535	0.03476	-0.04087	-0.01177	0.13196	-0.21873	-0.04080
上海	0.16399	0.36372	-0.03008	-0.03821	-0.14091	-0.02511	-0.13358	0.06711
江苏	-0.23107	-0.33910	-0.01223	-0.03856	0.03298	0.37636	-0.01463	0.13918
浙江	-0.14439	-0.13973	-1.14003	0.08042	0.11633	0.19847	0.22303	0.24173
安徽	-0.75293	0.21620	0.19934	-0.06708	0.19282	0.30049	0.12878	0.25710
福建	0.00225	0.25017	-0.08995	-0.08921	-0.06212	0.20374	-0.19758	0.05117
江西	-0.17465	0.03961	0.39900	0.25003	0.44610	0.09319	0.37388	0.33915

续表 3

	1990	1994	1998	2002	2006	2010	2014	2016
山东	-0.087 38	0.273 49	0.039 20	0.157 12	0.042 31	0.661 13	0.210 30	0.242 72
河南	-0.129 27	-0.309 23	0.681 54	0.245 88	0.743 84	0.593 43	0.468 64	0.266 48
湖北	-0.321 03	0.044 80	0.335 70	0.107 80	0.535 09	0.499 74	0.115 15	0.135 19
湖南	0.748 06	-0.428 38	0.208 53	0.218 99	0.022 57	0.082 03	0.059 33	0.103 99
广东	0.091 56	0.084 49	-0.287 49	-0.035 35	0.069 79	0.060 21	-0.051 71	0.065 42
广西	-0.007 51	-0.157 77	0.339 14	0.179 60	0.015 75	0.086 73	-0.211 06	0.085 53
四川	-0.105 84	0.110 74	0.151 97	0.087 36	0.085 80	-0.004 85	-0.343 41	0.035 58
贵州	-0.128 92	-0.692 20	-0.499 82	0.055 96	-1.427 32	-0.030 57	-0.186 55	-0.023 71
云南	-0.426 98	0.216 94	0.140 77	0.109 94	0.054 29	0.591 28	0.180 30	0.008 42
陕西	-0.045 43	0.563 48	0.226 38	0.331 36	0.308 69	0.954 79	0.032 90	0.101 39
甘肃	-0.095 12	0.197 70	0.223 31	0.344 03	0.051 97	-0.345 34	0.108 83	0.043 37
青海	0.275 09	0.280 66	0.419 11	0.266 92	-0.200 75	0.333 56	-0.313 15	-0.261 88
宁夏	0.018 68	-0.685 15	-0.371 42	-0.263 38	0.227 62	0.267 61	0.181 89	0.414 50
新疆	0.416 41	0.012 74	-0.223 69	-0.018 30	0.484 66	0.394 79	0.094 84	0.151 35

图 1 呈现了 1990—2016 年期间各年度各省技术进步方向指数的平均值。可以看到, 在 27 个年份中, 有 21 个年份的技术进步方向指数均值为正, 只有 6 个年份的技术进步方向指数均值为负值。这粗略地表明了, 大多数年份中国总体的技术进步方向是偏向于资本的, 也就是说, 技术进步提高了资本相对于劳动的边际生产力。其中, 1992 年的技术进步方向指数均值达到 0.276, 大大高于附近年份, 其时恰逢“南方谈话”之际, 确定建设社会主义市场经济的春风为改革开放送来强劲的动力, 计划经济的桎梏进一步放松, 各地纷纷加大招商引资力度, 大大小小的项目纷纷上马, 因而大大增加了资本的回报份额和边际产出比; 2008 年的技术进步方向指数均值则达到了 -0.378, 同样远远低于附近年份, 这是因为该年度美国次贷危机进一步加深并重创了全球经济, 导致中国的出口贸易受到沉重打击, 经济增长率和资本收益率骤然下降, 严重降低了资本的报酬份额, 从而反映到了技术进步方向指数上。

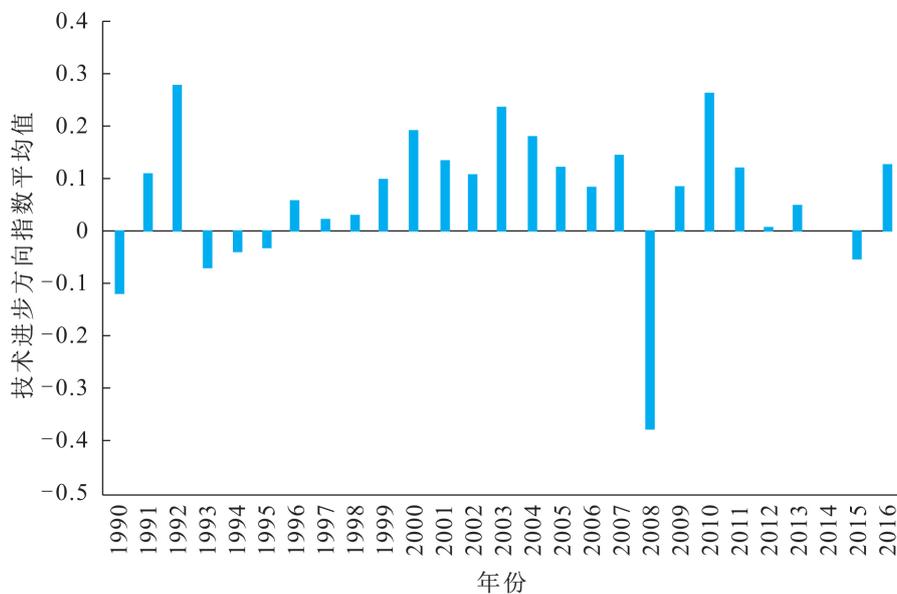


图 1 各年份的技术进步方向指数平均值

图 2 则呈现了 1990—2016 年间 28 个省、直辖市、自治区的平均技术进步方向指数。同样，在 28 个省区中，有多达 20 个省区的技术进步方向指数平均值为正值，只有 8 个省区的技术进步方向指数均值为负值。这八个省区为上海、北京、四川、天津、江苏、福建、贵州、黑龙江，大部分是人均资本较高的东南沿海省区。而在技术进步方向指数平均值为正的各省中，均值超过 0.2 的省区有江西、河南、甘肃、内蒙古，基本是人均资本较低的中西部省份。这似乎表明，人均资本较高、经济较为发达的省份的技术进步更偏向于劳动，而人均资本较低、经济不发达的省份的技术进步更偏向于资本。

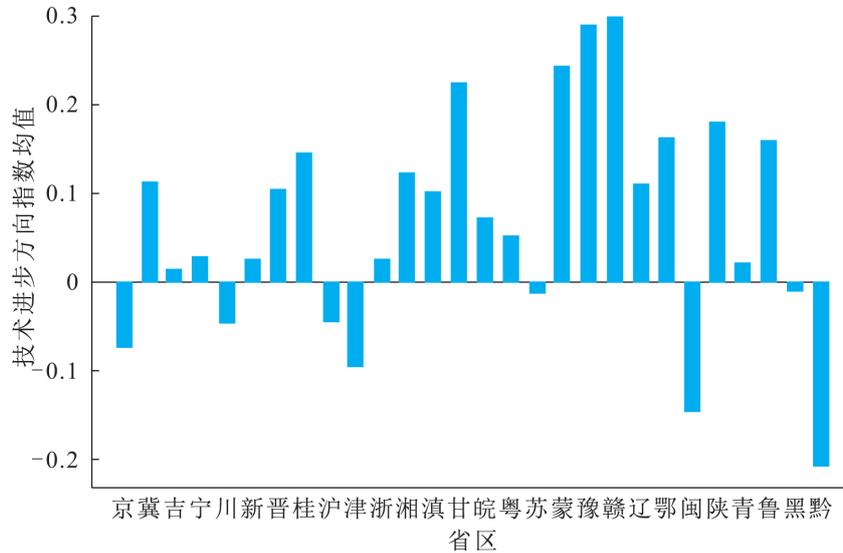


图 2 各省区的技术进步方向指数平均值

五、偏向性技术进步对省际经济增长和全要素生产率的影响

（一）偏向性技术进步对省际经济增长的影响

在估算出中国 28 个省、直辖市、自治区从 1990 年到 2016 年期间的技术进步方向指数之后，就可以把有偏技术进步和经济社会的现实问题结合起来，通过实证分析洞察其间的经济逻辑。我们首先考虑偏向性技术进步对各省经济增长率的影响效应。

综合参考 Barro^[19]、覃一冬^[20]、严成樑等^[21] 对省际面板数据进行经济增长回归方程的设定和变量的使用，本文构建了如下的计量模型以进行实证研究：

$$gdp_{it} = \delta_0 + \delta_1 D_{it} + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (17)$$

其中，被解释变量 gdp_{it} 是各省 GDP 的实际增长率，核心解释变量 D_{it} 是各省的技术进步方向指数，其他控制变量包括资本存量增长率、劳动增长率、国有经济比重、政府规模、贸易依存度、产业结构、人力资本存量等。资本存量增长率 $gcapital_{it}$ 是本年度实际资本存量相对于上年度的增长率，劳动增长率 $glabor_{it}$ 是本年度就业人数相对于上年度的增长率，政府规模用财政支出与 GDP 的比值 $finance_{it}$ 来表示，贸易依存度 $open_{it}$ 表现为进出口总额与 GDP 的比值，产业结构分别用第二产业比重 $indus_{it}$ 和第三产业比重 $serv_{it}$ ，人力资本存量水平表征为各省的平均受教育年限 $educ_{it}$ 。所有这些变量的描述性统计如表 4 所示。

现在我们就偏向性技术进步对省域经济增长的影响进行分析。偏向性技术进步与中性技术进步的不同之处在于，除了一般意义上通过改进资本和劳动效率从而增加了全要素增长率外，还通过改

表 4 变量描述性统计

变量名	定义	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>ggdp</i>	GDP 实际增长率	756	0.111	0.033 4	-0.025 0	0.256
<i>gcapital</i>	资本增长率	756	0.139	0.050 2	-6.07e-06	0.359
<i>glabor</i>	就业人数增长率	756	0.017 1	0.035 2	-0.231	0.465
<i>D</i>	技术进步方向指数	756	0.065 5	0.347	-3.217	1.539
<i>nat_own</i>	国有经济比重	756	0.456	0.190	0.114	0.898
<i>indus</i>	第二产业占比	756	45.43	7.139	19.30	64.70
<i>serv</i>	第三产业占比	756	38.88	8.127	19.40	80.20
<i>open</i>	外贸依存度	756	0.302	0.403	0.032 1	2.258
<i>educ</i>	平均受教育年限	756	7.839	1.354	3.511	12.30
<i>lnfdi</i>	外商直接投资	749	4.205	2.043	-2.838	7.722
<i>lnrd</i>	R&D 经费支出	756	12.65	1.893	8.399	16.83

变资本-劳动边际产出比也即资本的相对边际生产力,从而改变了资本和劳动的要素报酬份额,使得国民收入分配更加倾向于某种生产要素的使用主体——劳动者或者投资人、企业家。从经济学的角度来说,偏向性技术进步对生产领域的变革继而影响了要素报酬分配和收入结构,接下来还会对消费结构产生反馈,从而影响了整个生产—再生产循环。那么,由于技术进步的偏向性造成的生产结构、收入分配结构以及消费结构的变化,会对宏观经济的运行和增长带来怎样的影响?中国经济在过去几十年间经历了飞跃性的增长,也经历了诸多经济体制、产业结构、阶层分化等方面的重大变革,从建国初期一穷二白的落后农业国发展成为如今在诸多产业领域名列前茅的头号制造业大国和世界第二大经济体;同时,中国幅员辽阔、人口众多,各个省域之间在地理环境、交通条件、资源结构、教育科技资源等方面存在极大的异质性,经济发展水平也处在不同的成长阶段。作为研究样本来说,中国的省际面板数据无论在时间还是空间上都具有丰富的变异性,非常适合于研究长期技术进步方向变化造成的处理效应。

根据 1990—2016 年中国 28 个省域的面板数据,我们对回归方程(17)展开实证研究。在计量方法上,鉴于在影响经济增长方面,各省之间存在显著的非观测异质性,因此,直接使用固定效应方法进行估计。此外,考虑到技术进步方向指数的估算是一个迭代计算的过程,可能与经济增长存在双向因果关系,即一方面技术进步的偏向会影响经济增长率,另一方面经济增长率也会影响技术进步的偏向。如果内生性存在,则估计结果可能是有偏而不一致的。因此,为了控制内生性问题,将技术进步方向指数的一阶滞后项作为其工具变量:一方面,内生变量与其滞后项显著相关;另一方面,滞后变量作为已经确定的取值,与当期的扰动项应不相关,满足工具外生性和工具相关性的假设。

为了进一步实现结果的稳健性,考虑经济增长是一个具有持续性影响的动态过程,通过在方程(17)的右侧引入被解释变量的一阶和二阶滞后项以构建动态面板,然后使用系统 GMM 方法估计以消除动态面板偏误。其中,同样将技术进步方向指数视为内生变量,使用其滞后项作为工具变量。回归结果如表 5 所示。

列(1)报告了固定效应估计的结果。可以看到,在控制了一系列相关变量后,技术进步方向指数对实际 GDP 增长率具有正向的影响,估计结果在 5%水平上显著。从定性的角度来说,说明在保持生产要素投入、财政规模、外商直接投资、外贸依存度、产业结构、人力资本存量水平不变的情况下,技术进步越偏向资本——或者说越是提升资本的相对边际生产力——就越能驱动经济的增长。从定量的角度说,估计系数 $\hat{\delta}_0$ 为 0.005 43,表明技术进步方向指数提高 1 个单位,将使实际

GDP 增长率提高 0.543 个百分点。

表 5 回归方程 (17) 的估计结果

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	<i>ggdp</i>	<i>ggdp</i>	<i>ggdp</i>
<i>L. ggdp</i>			0.364* (0.195)
<i>L2. ggdp</i>			-0.329*** (0.0553)
<i>D</i>	0.00543** (0.00265)	0.00427*** (0.00157)	0.00492** (0.00238)
<i>gcapital</i>	0.352*** (0.0223)	0.346*** (0.0286)	0.298*** (0.0991)
<i>glabor</i>	0.0461* (0.0256)	-0.0161 (0.0410)	-0.0179 (0.0594)
<i>lnfdi</i>	0.00553*** (0.00114)	0.00559*** (0.000836)	-0.000331 (0.00396)
<i>nat_own</i>	-0.0506*** (0.0119)	-0.00220 (0.0117)	0.00894 (0.0598)
<i>lnrd</i>	-0.0117*** (0.00218)	-0.00461*** (0.00158)	-0.00240 (0.00388)
<i>indus</i>	0.00108*** (0.000323)	0.000102 (0.000163)	0.000941 (0.000657)
<i>serv</i>	0.000790* (0.000408)	-0.000600** (0.000267)	-0.00108*** (0.000393)
<i>educ</i>	-0.00872*** (0.00298)	-0.00421*** (0.00154)	-0.00412 (0.00349)
<i>open</i>	0.0300*** (0.00594)	0.0235*** (0.00310)	0.0239 (0.0228)
<i>Constant</i>	0.188*** (0.0259)	0.143*** (0.0228)	0.120 (0.0869)
<i>Observations</i>	749	749	695
<i>R-squared</i>	0.482		
<i>Number of prov_cn</i>	28	28	28

列 (2) 报告了面板工具变量法的估计结果。在控制内生性之后, 技术进步方向指数依旧对经济增长率具有显著的正效应。其回归系数表明, 技术进步方向指数提高一个单位, 将使实际 GDP 增长率提高 0.427 个百分点。

此外, 列 (3) 报告了系统 GMM 估计的回归结果。对其进行 Sargan 检验的结果表明, 不能拒绝过度识别约束检验的原假设, 所以工具变量有效。在消除了序列相关性和动态面板偏误之后, 技术进步方向指数 *D* 仍旧保持了对实际 GDP 增长率的正向偏效应, 而且估计结果在 1% 的水平上显著。系统 GMM 的回归系数显示, 技术进步方向指数提高一个单位, 将使实际 GDP 增长率上升 0.492 个百分点。

根据以上的实证分析, 可以得出以下结论: 在 1990—2016 年长达 27 年的时间历程中, 偏向性技术进步对中国省域经济的增长和分化起到了显著的作用。一省的技术进步越偏向于资本, 就越能促进该省经济的增长。

(二) 偏向性技术进步对各省全要素生产率的影响

当我们探讨偏向性技术进步对经济高质量发展时, 更加注重的是经济发展的“质”而非“量”。在经济增长的核算中, 既包括资本、劳动等要素投入的贡献, 也包括全要素生产率提升的贡献。那么, 偏向性技术进步是如何影响全要素生产率的呢?

首先, 我们通过随机前沿方法 (SFA) 测算出 1990—2016 年各省区的全要素生产率。相比于其他计算 TFP 的方法, 如非参数数据包络法 (DEA)、半参数分析方法 (OP), 参数分析方法 SFA 的优点在于可以通过设定影响生产效率的随机扰动项分布形式, 降低极端值影响, 并得到相对准确的结果。我们参考 Kumbhakar 等^[22], 利用超越对数生产函数进行 SFA 估计, 生产函数设定如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_t t + \frac{1}{2} \beta_{KK} (\ln K_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{LL} (\ln L_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \beta_{Kt} t \ln K_{it} + \beta_{Lt} t \ln L_{it} + \beta_{KL} \ln K_{it} \ln L_{it} + V_{it} - U_{it} \quad (18)$$

其中, $(V_{it} - U_{it})$ 为复合误差项, V_{it} 表示随机扰动项, U_{it} 表示技术无效率项, 且 $U_{it} \sim N^+(u, \sigma_u^2)$ 。如果 $U_{it} = 0$, 表明技术无效率项为 0, 即决策单元处于生产前沿面上; 若 $U_{it} > 0$, 则存在技术无效率, 决策单元处于生产前沿面之下。

在对式 (18) 进行面板随机前沿估计后, 参考 Fuentes 等^[23]和孙早等^[24], 可以根据下式估算出各省各时期的全要素生产率 TFP_{it} 。

$$TFP_{it} = \exp(\beta_0 + \beta_t t + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \beta_{Kt} t \ln K_{it} + \beta_{Lt} t \ln L_{it}) * TE_{it} \quad (19)$$

其中, $TE_{it} = \exp(-U_{it})$ 表示技术效率即决策单元实际产出与其前沿产出的比值。 $TE < 1$ 表明存在技术无效率。

然后, 构建以下回归方程探讨偏向性技术进步对全要素生产率增长率的影响:

$$GTFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中, 被解释变量 $GTFP_{it}$ 是各省各时期全要素生产率 TFP 的增长率。核心解释变量是技术进步方向指数; 控制变量集 X 包括外商直接投资、R&D 经费支出、对外开放度、第二产业占比、第三产业占比、国有经济比重等。同样, 考虑技术进步方向指数与全要素生产率增长率可能的双向因果关系, 避免出现有偏和不一致的结果, 使用技术进步方向指数的一阶滞后项作为其工具变量, 采用面板工具变量法 (IV) 对内生性问题进行控制; 另外, 可采用系统 GMM 方法对回归方程 (20) 进行估计。回归结果如表 6 所示。

列 (1) 报告了面板工具变量法的估计结果, 列 (2) 报告了系统 GMM 方法的估计结果。可以看到, 在排除一系列控制变量的影响后, 偏向资本的技术进步促进了全要素生产率增长率的提升。这表明, 中国过往

表 6 回归方程 (20) 的估计结果

	(1)	(2)
VARIABLES	<i>gtfp</i>	<i>gtfp</i>
<i>L. gtfp</i>		0.164 (0.113)
<i>D</i>	0.00259*** (0.000509)	0.00738** (0.00352)
<i>lnfdi</i>	0.00318*** (0.000472)	0.00208*** (0.000556)
<i>lnrd</i>	-0.000280 (0.000433)	-0.00241*** (0.000664)
<i>open</i>	0.0155*** (0.00260)	0.00890** (0.00364)
<i>urban</i>	-0.000102* (5.56e-05)	-0.000125 (9.37e-05)
<i>indus</i>	-0.000810*** (0.000106)	-0.000384*** (0.000104)
<i>serv</i>	-0.00132*** (0.000127)	-0.000604*** (0.000138)
<i>nat_own</i>	0.0260*** (0.00355)	0.0139 (0.0100)
<i>Constant</i>	0.127*** (0.00839)	0.109*** (0.0173)
<i>Observations</i>	722	695
<i>Number of prov_cn</i>	28	28

27 年的偏向性技术进步不仅从要素投入的增长上,而且从促进全要素生产率的增长上推动了经济增长。

为了保证估计结果的稳健性,我们参考 Battese 等^[25],使用随机前沿分析的“一步法”来检验技术进步偏向指数对于技术效率 TE 的影响。“一步法”的具体作法是在随机前沿模型的设定中,将技术进步方向指数 D 作为影响技术无效率项 U_{it} 的解释变量,即:

$$U_{it} = \theta_0 + \theta_1 D_{it} + \theta_k X_{it} + \mu_{it} \quad (21)$$

其中, X_{it} 是其他控制变量, μ_{it} 为服从非负断尾的正态分布。然后,对随机前沿方程 (18) 和技术无效率方程 (21) 同时进行极大似然估计。估计结果中,如果 $\theta_1 > 0$, 表明资本偏向型技术进步增加了技术的无效率,换言之,不利于技术效率的提升;反之,若 $\theta < 0$, 就表明资本偏向型技术进步有利于技术效率的提升。

使用随机前沿分析的“一步法”估计,将估计的技术无效率方程参数结果报告如表 7 所示。

估计结果表明,资本偏向型技术进步对技术无效率项 U_{it} 的效应为负,即资本偏向型技术进步有利于技术效率的提升。

表 7 技术无效率方程估计结果

VARIABLES	Mu
<i>D</i>	-0.033 8* (0.019 0)
<i>lnfdi</i>	0.0031 1 (0.008 48)
<i>lnrd</i>	0.373*** (0.024 4)
<i>educ</i>	0.262*** (0.024 5)
<i>open</i>	-0.153*** (0.043 7)
<i>nat_owen</i>	-0.258*** (0.099 4)
<i>Constant</i>	-0.724 (3.578)
<i>Observations</i>	749
<i>Number of prov_cn</i>	28

六、偏向性技术进步对各省产业结构升级的实证分析

为了验证偏向性技术进步对经济高质量发展的影响,我们进一步分析技术进步方向指数对各省产业结构调整的偏效应。根据西蒙·库兹涅茨的产业结构理论,随着国民经济的增长,第一产业的相对比重持续下降,第二产业的相对比重先升后降,第三产业的相对比重逐渐上升。这种产业结构调整的本质是国民经济从低附加值、低劳动生产率向高附加值、高劳动生产率的生产部门转型,表现为生产要素在不同产业和生产部门间的重新配置。在产业结构升级的过程中,偏向性技术进步通过改变产业间要素的相对回报,引导生产要素的流动,从而促使产业结构的调整;另一方面,偏向性技术进步改变了要素的报酬份额,从而改变了不同阶层在国民收入中的分配份额,使得消费结构发生变化,从需求侧对产业结构升级产生影响。

为了实证研究偏向性技术进步对各省产业结构升级的影响,设定以下计量回归模型:

$$upgrade_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

其中,被解释变量 $upgrade$ 代表产业结构升级。为了全面反映产业结构升级的内涵,本文通过产业结构高级化和产业结构合理化两个维度进行衡量。其中,产业结构高级化指标反映了一地的产业结构由第一产业向第二、第三产业逐次攀升的进程:在量的层面,借鉴徐敏等^[26]采用的产业结构层次系数 $ais_{it} = \sum_{m=1}^3 x_{i,m,t} \cdot m$, 其中 $x_{i,m,t}$ 为 i 地第 m 产业在 t 时期的产值占同期当地总产值的比重;在质的层面,借鉴刘伟等^[27]的做法,将产业结构高级化的质界定为各产业劳动生产率以产业比重为权重的加权平均和,即 $qis_{it} = \sum_{m=1}^3 x_{i,m,t} \cdot lp_{i,m,t}$, 其中, $lp_{i,m,t} = Y_{i,m,t}/L_{i,m,t}$ 表示 i 地第 m 产业在 t 时期的劳动生产率。

另一方面,产业结构合理化指标通过衡量要素投入结构与产出结构的耦合关系,反映了产业之间资源有效利用的程度,是表征产业间协调发展的重要指标。现有文献一般使用泰尔指数作为产业

结构合理化的代理变量。该指数被广泛用于测度不同部门的生产效率的差距。泰尔指数越大, 表明不同部门之间的资源利用能力和投入-产出效率差距越大, 部门之间协调性越差, 经济也越发偏离均衡状态。具体应用于三大产业结构合理性的泰尔指数表示为:

$$TL = \sum_{m=1}^3 \left(\frac{Y_m}{Y}\right) \ln\left(\frac{Y_m}{L_m} / \frac{Y}{L}\right)$$

其中, Y 、 L 分布代表产值和就业人数。产业泰尔指数是对三大产业的产值结构和人员投入结构耦合程度的反映。当 $TL=0$ 时, 经济体系处于均衡; 当 TL 值越大时, 经济发展越偏离均衡, 表明产业结构越不合理。鉴于数据的特征及为了更直观地反映产业结构的合理程度, 本文参考于斌斌^[28]的做法, 采用泰尔指数的倒数来构建产业结构合理化指数 $ris = \frac{1}{TL}$ 。在这种情况下, ris 指数越大, 三大产业之间的合理化程度越强。

在核心解释变量 D ——技术进步方向指数之外, 本文在回归方程中加入了一系列的控制变量以度量排除其他因素影响下偏向性技术进步对产业结构升级的偏效应。控制变量集 X 包括: (1) 政府规模, 用财政支出占 GDP 比重表示; (2) 经济发展水平, 用人均 GDP 的对数表示; (3) 城镇化水平, 用地区非农人口比重来测度; (4) 国有经济比重, 用全社会固定资产投资中国有经济所占比重表示; (5) 外贸依存度, 用进出口总额占 GDP 比重表示; (6) 外商直接投资; (7) 人口老龄化程度, 用老龄人口抚养比表示; (8) 科技经费支出, 用研究与发展 (R&D) 内部支出的对数表示。具体的描述性统计如表 8 所示。

表 8 变量描述性统计

变量名	定义	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>ais</i>	产业结构层次系数	756	2.234 8	0.150 9	1.867 3	2.797 3
<i>qis</i>	产业结构质量指数	756	5.089 7	4.837 6	0.303 3	25.000 2
<i>ris</i>	产业结构合理化指数	756	7.140 5	8.556 3	1.136 1	83.102 3
<i>D</i>	技术进步方向指数	756	0.065 5	0.347	-3.217	1.539
<i>lngdppc</i>	人均 GDP 对数	756	9.325	1.165	6.697	11.680
<i>open</i>	外贸依存度	756	0.302	0.403	0.032 1	2.258
<i>old</i>	老年人口抚养比	756	11.17	2.747	4.970	21.88
<i>finance</i>	财政支出占比	756	0.165	0.085 2	0.049 2	0.627
<i>lnfdi</i>	外商直接投资	749	4.205	2.043	-2.838	7.722
<i>nat_own</i>	国有经济比重	756	0.456	0.190	0.114	0.898
<i>lnrd</i>	R&D 经费支出	756	12.65	1.893	8.399	16.83
<i>urban</i>	非农人口比重	756	33.68	16.82	12.26	90.32

同样地, 使用 1990—2016 年的省际面板数据, 基于固定效应方法和系统 GMM 方法对计量方程 (18) 进行估计。在系统 GMM 估计中, 同样地, 将技术进步方向指数视为内生变量, 以其滞后项作为工具变量。估计结果如表 9 所示。

表 9 第 (1) — (3) 列是固定效应模型的估计结果, 第 (4) — (6) 列则是系统 GMM 方法估计的结果。其中, 第 (1) 列报告了将产业结构层次系数作为被解释变量的回归结果。技术进步方向指数对产业结构层次系数的影响系数为 0.015 8, 在 1% 水平上显著。而第 (4) 列的系统 GMM 估计结果同样显示了显著的正向效应。这表明, 偏向资本的技术进步对各省区产业结构从第一产业向第二、三产业依次演进起到了积极作用, 也就是说, 资本相对边际生产力的提高有利于实现产业结构层次从低级向高级的转变。

第 (2) 列报告了将产业结构质量指数作为被解释变量的回归结果。技术进步方向指数对产业

结构质量指数的影响系数为-0.36，在10%水平上显著。在控制技术进步方向指数的内生性后，第（5）列的系统GMM估计结果中，技术进步方向指数对产业结构质量指数的正向效应在1%水平上显著。综合来看，偏向资本的技术进步有利于从劳动生产率的层面促进产业结构高级化。

表9 方程（22）的估计结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ais</i>	<i>qis</i>	<i>ris</i>	<i>ais</i>	<i>qis</i>	<i>ris</i>
<i>L. ais</i>				0.881*** (0.0288)		
<i>L. qis</i>					0.934*** (0.0197)	
<i>L. ris</i>						0.737*** (0.00391)
<i>D</i>	0.0158*** (0.00510)	-0.360* (0.214)	-1.112*** (0.417)	0.00314* (0.00161)	0.0793*** (0.0201)	-0.451*** (0.0479)
<i>urban</i>	0.00109** (0.000534)	0.0742*** (0.0224)	0.181*** (0.0437)	0.000956** (0.000406)	0.00416 (0.00509)	0.0490*** (0.0135)
<i>lnrd</i>	0.0280*** (0.00520)	0.820*** (0.218)	1.105*** (0.425)	0.0164** (0.00794)	0.0497 (0.107)	1.053*** (0.265)
<i>lngdppc</i>	0.0286*** (0.00814)	2.098*** (0.341)	0.327 (0.665)	-0.0143 (0.00894)	0.481*** (0.104)	-1.018*** (0.318)
<i>open</i>	-0.0352*** (0.0115)	-2.066*** (0.483)	9.853*** (0.942)	-0.0519** (0.0260)	0.0814 (0.583)	2.641*** (0.108)
<i>old</i>	0.00694*** (0.00135)	-0.424*** (0.0566)	-0.859*** (0.110)	0.00365*** (0.000667)	-0.108*** (0.0106)	-0.230*** (0.0172)
<i>nat_own</i>	-0.0278 (0.0239)	-2.364** (1.003)	14.98*** (1.956)	0.0709 (0.0450)	-1.079 (0.921)	1.176*** (0.283)
<i>finratio</i>	-0.0745* (0.0427)	10.71*** (1.788)	10.37*** (3.487)	0.0158 (0.0890)	-2.072 (2.483)	2.267 (2.154)
<i>Constant</i>	1.534*** (0.0457)	-22.65*** (1.914)	-17.83*** (3.733)	0.113 (0.0872)	-2.506 (1.654)	-2.728*** (0.739)
<i>Observations</i>	756	756	756	728	728	728
<i>R-squared</i>	0.800	0.826	0.321			
<i>AR (1)</i>				0.0007	0.0166	0.1784
<i>AR (2)</i>				0.3671	0.6940	0.3442
<i>Sargan</i>				1.0000	1.0000	1.0000
<i>Number of prov_cn</i>	28	28	28	28	28	28

把第（1）、（2）、（4）、（5）列的回归结果结合起来，对于产业结构升级的效应，无论从产业结构层次还是产业劳动生产率的角度来看，资本偏向型技术进步都起到了明显的推动作用。

第（3）列报告了将产业结构合理化指数作为被解释变量的回归结果。可以看到，技术进步方向指数对产业结构合理化指数的影响系数为-1.112，在1%水平上显著。其意义是，资本偏向型技术进步拉大了三大产业资源利用效率的差距，不利于产业间的资源优化配置和产业协调发展，导致产业间的投入-产出结构更加偏离均衡状态。第（6）列的系统GMM估计则没有通过扰动项一阶自相关检验，因此不考虑其回归结果。

总的来说，在我国省域经济近三十年的发展过程中，偏向性技术进步对产业结构的调整和优化

升级起到了显著的作用。一方面, 偏向资本的技术进步促进了各地区产业结构从低级向高级的变迁, 实现了从传统部门向现代部门、从低生产率部门向高生产率部门的转变; 另一方面, 资本偏向型技术进步使得不同产业部门之间的劳动生产率差距更加扩大, 对产业间生产要素流动和产业协调发展具有负面的影响。

七、结 论

在经济学的理论和实证研究方面, 自从 Solow^[29] 首创使用增长核算方程估计索洛残差——用于表示全要素增长率之后, 关于技术进步的文献可谓是浩如烟海, 一代代的学者不断推陈出新, 试图揭开遮住技术进步的神秘面纱, 去了解它的全貌。其中, 关于偏向性技术进步和中性技术进步的争议, 在 20 世纪六七十年代和上世纪末本世纪初两次引发了学术界的激烈辩论。虽然一度被“卡尔多事实”所压制, 但偏向性技术进步由于能够对要素份额变化的经验性事实提供有力解释, 重新在理论研究和实证分析的各个领域获得了各国学者们的青睐。相对于中性技术进步, 偏向性技术进步基于要素替代弹性的异质性, 通过不同速度的要素效率提升改变了资本-劳动的边际产出比, 从而使得要素报酬份额处于持续的动态调整中。它被用于解释收入分配、技能溢价、产业结构调整、能源利用强度, 被广泛地运用于劳动经济学、政治经济学、区域经济学、产业经济学和经济增长理论的方方面面。

改革开放以来, 中国经济经历了数十年突飞猛进的高速增长, 整个国家在经济发展和现代化建设的进程中日新月异。然而, 受到 2008 年世界经济危机的影响, 中国经济进入到改革开放以来第二次深度调整期。如今, 我们依旧处于经济二次探底后的低潮, 在探寻结构调整和产业升级的道路上砥砺前行。可以说, 从 20 世纪 90 年代到现在, 对于中国经济而言是经历了一个完整的低潮—高峰—低潮的经济周期。通过分析这一段经济周期中我国各省区经济发展质量的异质性, 有利于总结过往发展的经验教训, 为未来的经济动能转换和产业结构升级提供参考。

鉴于此, 本文通过构建一个标准化供给面系统以估算出中国 28 个省、直辖市、自治区在 1990—2016 年间的技术进步方向指数, 并基于该指数进行计量回归估计, 试图从偏向性技术进步的角度, 验证要素相对边际生产力的改变对经济高质量发展的影响。通过实证研究, 我们得出以下结论:

第一, 资本偏向型技术进步能够在排除要素投入、产业结构、政府规模、市场开放度等控制变量的影响之外, 对部分省份较其他省份更为快速的经济增长提供一定程度的解释。这表明, 资本相对边际生产力的提升在过去近 30 年间一直是驱动省际经济增长的重要动力之一。

第二, 资本偏向型技术进步对于各省全要素生产率的提升具有显著的正向效应。这表明, 资本偏向型技术进步不仅仅是依附于资本投入的“体现式”技术进步, 同时还推动了投入产出技术效率的提高。

第三, 资本偏向型技术进步有利于促进各省产业结构从低级向高级的转变。这种产业结构跃迁不仅反映在二、三产业比重提升的“量”上, 也反映在产业劳动生产率提高的“质”上。但是, 资本偏向型技术进步不利于产业间劳动生产率的趋同, 对产业间要素自由流动和产业协调发展具有不利的影响。

本文的实证研究验证了资本偏向型技术进步对过往经济增长、技术效率提升和产业转型的贡献, 论述了偏向性技术进步对经济高质量发展的意义。自 20 世纪 90 年代以来的时间历程中, 资本偏向型技术进步不仅加快了经济增长率的提升, 还推动了全要素生产率的进步和产业结构的升级, 无疑促进了我国经济的高质量发展。但是, 资本偏向型技术进步的弊端和不可持续性也是不可忽视

的,因为资本偏向型技术进步是造成国民收入中劳动报酬份额下降以及产业间生产效率分化的重要因素,会导致收入分配中贫富差距加深、社会两极分化。继续通过资本偏向型技术进步拉动经济,不仅不利于收入差距的缩小,而且不利于产业的协调发展。此外,我们在实证中所发现的沿海发达省区近年来技术进步越发偏向于劳动也从另一个角度印证了这一结论,即对于发展到一个新阶段、人均资本存量相对饱和的经济体而言,需要审慎地处理偏向性技术进步和经济高质量增长的关系,既要考虑过去的发展经验,也要重视未来的发展要求,不能简单地寄望于依靠资本投入和资本偏向型技术进步来拉动经济。

参考文献

- [1] Solow, R. M. A contribution to the theory of economic growth[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1956(1).
- [2] Kaldor, N. *The Theory of Capital*[M]. London: Palgrave Macmillan, 1961.
- [3] Hicks, J. *The Theory of Wages*[M]. London: Macmillan, 1963.
- [4] Acemoglu, D. Directed technical change[J]. *Review of Economic Studies*, 2002(4).
- [5] David, P. A., T. Klundert. Biased efficiency growth and capital-labor substitution in the U. S., 1899—1960 [J]. *American Economic Review*, 1965(3).
- [6] Klump, R., P. McAdam, A. William. Factor substitution and factor augmenting technical progress in the US: A normalized supply-side system approach[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2007(1).
- [7] 戴天仕, 徐现祥. 中国的技术进步方向[J]. *世界经济*, 2010(11).
- [8] 陈晓玲, 连玉君. 资本-劳动替代弹性与地区经济增长——德拉格兰德维尔假说的检验[J]. *经济学(季刊)*, 2013(1).
- [9] 姚毓春, 袁礼, 王林辉. 中国工业部门要素收入分配格局——基于技术进步偏向性视角的分析[J]. *中国工业经济*, 2014(8).
- [10] 孔宪丽, 米美玲, 高铁梅. 技术进步适宜性与创新驱动工业结构调整——基于技术进步偏向性视角的实证研究[J]. *中国工业经济*, 2015(11).
- [11] 董直庆, 蔡啸, 王林辉. 技能溢价: 基于技术进步方向的解释[J]. *中国社会科学*, 2014(10).
- [12] 王班班, 齐绍洲. 有偏技术进步、要素替代与中国工业能源强度[J]. *经济研究*, 2014(2).
- [13] 封永刚, 蒋雨彤, 彭珏. 中国经济增长动力分解: 有偏技术进步与要素投入增长[J]. *数量经济技术经济研究*, 2017(9).
- [14] 邓明. 技术进步偏向与中国地区经济波动[J]. *经济科学*, 2015(1).
- [15] 陈乐一, 宾莎莎, 杨云. 要素偏向型技术进步对我国经济波动的影响[J]. *社会科学研究*, 2017(3).
- [16] 孙学涛, 王振华, 张广胜. 技术进步偏向对产业结构的影响及其溢出效应[J]. *山西财经大学学报*, 2017(11).
- [17] Leon-Ledesma, M., P. McAdam, A. William. Identifying the elasticity of substitution with biased technical change[J]. *American Economic Review*, 2010(4).
- [18] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952—2006 年[J]. *数量经济技术经济研究*, 2008(10).
- [19] Barro, R. J. Economic growth in a cross section of countries[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1991(2).
- [20] 覃一冬. 空间集聚与中国省际经济增长的实证分析: 1991—2010 年[J]. *金融研究*, 2013(8).
- [21] 严成樑, 龚六堂. R&D 规模、R&D 结构与经济增长[J]. *南开经济研究*, 2013(2).
- [22] Kumbhakar, S. C., M. Denny, M. Fuss. Estimation and decomposition of productivity change when production is not efficient: A paneldata approach[J]. *Econometric Reviews*, 2000(4).
- [23] Fuentes, H. J., E. Grifell-Tatjé, S. Perelman. A parametric distance function approach for Malmquist productivity index estimation[J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2001(2).

- [24]孙早,许薛璐. 前沿技术差距与科学研究的创新效应——基础研究与应用研究谁扮演了更重要的角色[J]. 中国工业经济,2017(3).
- [25]Battese,G. E. ,T. J. Coelli. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data[J]. *Empirical economics*,1995(2).
- [26]徐敏,姜勇. 中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗?[J]. 数量经济技术经济研究,2015(3).
- [27]刘伟,张辉. 中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步[J]. 经济研究,2008(11).
- [28]于斌斌. 产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 中国工业经济,2015(12).
- [29]Solow,R. M. Technical change and the aggregate production function[J]. *The Review of Economics and Statistics*,1957(3).

The Direction of Technological Progress and High-quality Economic Development: Based on the Perspective of TFP and Industrial Structure Upgrading

TU Zheng-ge, CHEN Li

Abstract: The direction of technological progress is an important factor affecting macroeconomic growth and industrial structure change, but few study has been taken on the impact of biased technological progress on high-quality economic development. Based on the standardized supply side system method, this paper estimated the technology progress direction index of 28 provincial-level administrative regions in China from 1990 to 2016, and conducted a quantitative analysis based on biased technology progress with this index. The results of econometric regression show that, excluding the influence of relevant control variables, technological progress in favor of capital has a positive effect on the improvement of economic growth rate and total factor productivity, and is conducive to the upgrading of industrial structure, so it can promote high-quality economic development to a certain extent. On the other hand, capital-biased technological progress is not conducive to the rationalization of industrial structure and the coordinated development of various industries, and will lead to the decline in the proportion of labor remuneration, which requires careful consideration of its role in future economic development.

Key words: biased technical progress; high-quality economic development; TFP; industrial structure upgrading

(责任编辑 朱 蓓)