

文章编号: 1673-3851 (2015) 05-0363-08

长三角地区技术进步偏向的测算与分析

李太龙, 朱 曼, 王志斌

(浙江理工大学经济管理学院, 杭州 310018)

摘 要: 利用长三角地区 1978—2012 年的数据, 定量测度江苏、上海、浙江两省一市的技术进步偏向。结果表明: 两省一市的资本劳动替代弹性均显著小于 1, 劳动效率持续上升, 资本效率有所下降, 技术进步大体偏向资本。具体讲, 长三角地区技术进步偏向资本的程度比全国平均水平更高, 技术进步偏向指数波动幅度更大; 上海市技术进步偏向资本的程度最小, 仅为浙江省和江苏省的一半左右; 江苏省和上海市技术进步偏向的变化趋势整体上与国内基本一致。长三角地区显著的资本偏向型技术进步极有可能深度辐射中西部地区。

关键词: 技术进步偏向; 长三角; 资本效率; 劳动效率; 要素替代弹性

中图分类号: F061.2 **文献标志码:** A

现代经济增长理论认为技术进步和创新是经济增长的源泉, 仅依靠要素投入的经济无法实现持续增长。众多学者从多方面对技术进步进行了广泛的研究, 但技术进步的结构问题——技术进步偏向却被忽略了。技术进步偏向不仅影响产业结构变迁, 经济增长结构, 尤其影响要素分配结构。同时, 它也能较好地解释资本、劳动要素报酬份额变化和总体收入不平等不断深化的现实^[1-2]。长三角地区作为我国重要的国际门户, 资本要素积累和国际贸易均显著高于全国平均水平, 因此, 准确研判技术进步偏向及其产生原因, 对理解要素分配带来的影响极具现实意义。

技术进步偏向是学界研究的热点, 早在 1932 年, Hicks 就基于劳动与资本两要素, 给技术进步偏向下了定义, 之后索罗和哈罗德也根据研究的需要对技术进步偏向下过定义。近年来, Acemoglu 等^[1]对 Hicks 的定义做了新的解释和拓展: 如果技术进步更有助于提高某种要素 (Z) 的边际产出, 称之为偏向 Z 的技术进步, 或者说技术进步偏向 Z 。在研究全要素生产率、工资不平等、劳动收入占比和跨国收入差距等问题时^[3-6], 许多学者发现技术进步是有偏向的, 其中, 测算一国或地区的技术进步偏向是重

要的基础性研究工作。David 等^[7]较早以美国 1899—1960 年的数据估算证实美国的技术进步偏向资本。Klump 等^[8-9]测算得出二战后美国和欧盟的技术进步偏向资本。Sato 等^[10]研究日本 1960—2004 年的技术进步对经济增长的贡献, 发现日本的技术进步同样偏向资本。近年, 国内学者进行了一些全国层面的技术进步偏向测算研究。戴天仕等^[1]测算发现, 我国 1978—2005 年的技术进步偏向资本且偏向速度越来越快。陆雪琴等^[2]测算 1978—2011 年的技术进步偏向, 也得出偏向资本的结论。钟世川^[11]运用 1979—2011 年数据, 测算出各行业技术进步偏向情况。王俊等^[12]研究发现我国制造业并非全部都存在技能偏向技术进步, 技术进步偏向也没有表现出线性增长趋势, 而是呈现较大的波动性。

通过对国内外文献的分析和对比发现, 既有研究侧重国家整体层面的技术进步偏向测算且尚未达成共识。我国技术进步和经济发展的地区差异显著, 长三角地区是我国经济的开放前沿, 是资本积累、劳动需求和技术进步最强劲的增长极之一, 但现有研究无法为区域发展提供较有针对性的建议, 区域经济发展问题亟待研判与比较基于地区层面的技

收稿日期: 2015-05-21

基金项目: 国家自然科学基金青年科学基金项目(71503234); 浙江省自然科学基金青年科学基金项目(LQ13G030018); 浙江省软科学研究计划项目(2014C35049)

作者简介: 李太龙(1981—), 男, 山东泰安人, 副教授, 主要从事区域与资源环境经济方面的研究。

术进步偏向。本文运用长三角地区 1978—2012 年的数据,利用 CES 生产函数计算技术进步偏向指数,通过 Kmenta 逼近估算要素替代弹性和资本密集度,在 Box-Cox 型固定增长率模型中,以二阶 Taylor 展开得到浙江、江苏、上海两省一市的技术进步偏向测度结果,为研究长三角的技术进步偏向和经济增长问题奠定基础。测算长三角的技术进步偏向是一项必要的基础性工作,既是当前研究热点的具化,也是研判长三角经济发展特征与趋势和辐射中西部地区的战略的基础,极具现实意义。

一、技术进步偏向的测度方法

反映技术进步偏向变动情况的定量指标是技术进步偏向指数,它是要素边际产出比受技术进步影响而变动的相对数,其测度由劳动效率、资本效率、要素替代弹性和资本密集度等参数决定。

(一)模型设定和技术进步偏向指数

假设生产技术为 CES 函数形式:

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

其中: Y_t 为实际产出; $\alpha \in (0, 1)$,为资本密集度; $\sigma \in (0, +\infty)$,为劳动与资本的替代弹性; A_t 和 B_t 为劳动效率和资本效率; L_t 和 K_t 为劳动投入和资本投入。Acemoglu^[4]将技术进步偏向定义为在要素投入比例不变的条件下,要素边际产出之比。资本劳动的边际产出比为:

$$\Delta_t = \frac{\partial Y/\partial K}{\partial Y/\partial L} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{B_t}{A_t}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \left(\frac{L_t}{K_t}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (2)$$

在要素投入比例不变的情况下,如果技术进步导致 Δ_t 上升,则技术进步偏向资本;如果技术进步导致 Δ_t 下降,则技术进步偏向劳动;如果技术进步不影响 Δ_t ,则技术进步中性。

技术进步偏向指数(D_t)是刻画技术进步偏向的定量指标,它定义为要素边际产出比的变化率^[9]:

$$D_t = \frac{1}{\Delta} \frac{d\Delta}{dt} = \frac{\sigma-1}{\sigma} \frac{1}{B_t} \frac{dB_t}{dt} + \frac{1}{\sigma} \frac{1}{L_t} \frac{dL_t}{dt} - \frac{1}{\sigma} \frac{1}{K_t} \frac{dK_t}{dt} \quad (3)$$

当要素投入比例保持不变时, $\frac{d(L_t/K_t)}{dt} = 0$, 所以

$$D_t = \frac{1}{\Delta} \frac{d\Delta}{dt} = \frac{\sigma-1}{\sigma} \frac{1}{B_t} \frac{dB_t}{dt} \quad (4)$$

由式(4)可得以下 5 种情况: a) 若 $\sigma > 1$ 且 $\frac{d(B_t/A_t)}{dt} > 0$, 则技术进步偏向资本; b) 若 $\sigma > 1$ 且 $\frac{d(B_t/A_t)}{dt} < 0$, 则技术进步偏向劳动; c) 若 $\sigma < 1$ 且

$\frac{d(B_t/A_t)}{dt} > 0$, 则技术进步偏向劳动; d) 若 $\sigma < 1$ 且 $\frac{d(B_t/A_t)}{dt} < 0$, 则技术进步偏向资本; e) 若 $\sigma = 1$, 则技术进步中性。

(二)劳动效率和资本效率

记 ω_t 为劳动价格, r_t 为资本价格, 那么:

$$\frac{r_t}{\omega_t} = \frac{\partial Y/\partial K}{\partial Y/\partial L} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{B_t}{A_t}\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \left(\frac{L_t}{K_t}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (5)$$

由式(5)可得:

$$\begin{cases} (B_t K_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} = \frac{1-\alpha}{\alpha} \left(\frac{r_t K_t}{\omega_t L_t}\right) (A_t L_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \\ (A_t L_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{\omega_t L_t}{r_t K_t}\right) (B_t K_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \end{cases} \quad (6)$$

将式(6)代入式(1),化简得:

$$Y_t = \left[(1-\alpha)(A_t L_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) \left(\frac{r_t K_t}{\omega_t L_t}\right) (A_t L_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (7)$$

和

$$Y_t = \left[\alpha \left(\frac{\omega_t L_t}{r_t K_t}\right) (B_t K_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \alpha (B_t K_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (8)$$

由式(7)、式(8)可得劳动效率(A_t)和资本效率(B_t)的计算公式:

$$A_t = \frac{Y_t}{L_t} \left[\frac{\omega_t L_t}{(1-\alpha)(\omega_t L_t + r_t K_t)} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} = \frac{Y_t}{L_t} \left(\frac{1-S_t}{1-\alpha} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (9)$$

和

$$B_t = \frac{Y_t}{K_t} \left[\frac{r_t K_t}{\alpha(\omega_t L_t + r_t K_t)} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} = \frac{Y_t}{K_t} \left(\frac{S_t}{\alpha} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (10)$$

其中: $\omega_t L_t$ 代表劳动所得, $r_t K_t$ 代表资本所得, S_t 为资本所得占比,即资本报酬份额。

(三)要素替代弹性和资本密集度

使用 Kmenta 逼近估算要素替代弹性和资本密集度。Kmenta 逼近法将 CES 生产函数在替代弹性为 1 处泰勒展开,以此把非线性的 CES 生产函数线性化。在线性化基准点的实际产出、劳动投入、资本投入、时间、劳动价格和资本价格分别以 Y_0 、 L_0 、 K_0 、 t_0 、 ω_0 和 r_0 表示,并假定基准点满足:

$$\frac{r_0 K_0}{\omega_0 L_0} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \quad (11)$$

将式(11)代入式(9)和式(10)得: $A_0 = Y_0/L_0$ 和 $B_0 = Y_0/K_0$ 。假设 $A_t = A_0 e^{G_L(t,t_0)}$, $B_t = B_0 e^{G_K(t,t_0)}$, 代入式(1)得:

$$Y_t = Y_0 \left[\alpha \left(\frac{K_t}{K_0} e^{\delta_K(t-t_0)} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) \left(\frac{L_t}{L_0} e^{\delta_L(t-t_0)} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (12)$$

为了确定劳动效率(A_t)和资本效率(B_t)的函数形式,设定要素效率增长率为 Box-Cox 型:

$$\begin{cases} G_L(t, t_0) = t_0 \frac{\delta_L}{\lambda_L} \left[\left(\frac{t}{t_0} \right)^{\lambda_L} - 1 \right] \\ G_K(t, t_0) = t_0 \frac{\delta_K}{\lambda_K} \left[\left(\frac{t}{t_0} \right)^{\lambda_K} - 1 \right] \end{cases} \quad (13)$$

其中: δ_L 和 δ_K 为代表劳动和资本技术增长的参数, λ_L 和 λ_K 为劳动和资本的技术曲率。Box-Cox 型增长率可随时间变化,但考虑到模型的复杂性,本文采用较简单的固定增长率模型,即假设 $\lambda_L = \lambda_K = 1$,化简后得:

$$\begin{cases} G_L(t, t_0) = \delta_L(t-t_0) \\ G_K(t, t_0) = \delta_K(t-t_0) \end{cases} \quad (14)$$

由此,式(12)化为:

$$Y_t = Y_0 \left[\alpha \left(\frac{K_t}{K_0} e^{\delta_K(t-t_0)} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) \left(\frac{L_t}{L_0} e^{\delta_L(t-t_0)} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (15)$$

引入规模因子进行标准化: $Y_0 = \xi \bar{Y}$, $L_0 = \bar{L}$, $K_0 = \bar{K}$, $t_0 = \bar{t}$ 。其中, \bar{Y} 、 \bar{L} 、 \bar{K} 和 \bar{t} 分别为实际产出、劳动投入、资本投入和时间的样本均值。那么,

$$\xi \bar{Y} \left[\alpha \left(\frac{K_t}{\bar{K}} e^{\delta_K(t-\bar{t})} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) \left(\frac{L_t}{\bar{L}} e^{\delta_L(t-\bar{t})} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (16)$$

两边同时取对数得:

$$\log\left(\frac{Y_t}{\bar{Y}}\right) = \log\xi + \frac{\sigma}{\sigma-1} \log \left[\alpha \left(\frac{K_t}{\bar{K}} e^{\delta_K(t-\bar{t})} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) \left(\frac{L_t}{\bar{L}} e^{\delta_L(t-\bar{t})} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right] \quad (17)$$

在 $\sigma=1$ 处二阶泰勒展开,化简后得:

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{Y_t/\bar{Y}}{L_t/\bar{L}}\right) &= \log\xi + \alpha \log\left(\frac{K_t/\bar{K}}{L_t/\bar{L}}\right) + \\ &\underbrace{\frac{(\sigma-1)\alpha(1-\alpha)}{2\sigma}}_a \left[\log\left(\frac{K_t/\bar{K}}{L_t/\bar{L}}\right) \right]^2 + \\ &\underbrace{[\alpha\delta_K + (1-\alpha)\delta_L]}_b (t-\bar{t}) + \\ &\underbrace{\frac{(\sigma-1)\alpha(1-\alpha)}{2\sigma}}_c (\delta_K - \delta_L)^2 (t-\bar{t})^2 \end{aligned} \quad (18)$$

按照式(18)进行计量回归,即可获得 $\log\xi$ 、 α 、 a 、 b 、 c 五个系数,从而估算要素替代弹性(σ)和资本密集度(α)。

二、数据来源和处理

本文测算 1978—2012 年长三角地区的技术进

步偏向,需要以下五组数据:实际产出(Y_t)、劳动投入(L_t)、资本投入(K_t)、劳动所得($\omega_t L_t$)和资本所得($r_t K_t$),数据的来源和处理如下。

(一)实际产出数据

实际产出(Y_t)以实际 GDP 衡量。由于下文中资本存量的估计对基期的选择很敏感,基期选择的越早估计的误差越小,因此以 1952 年作为基期。长三角两省一市(浙江、江苏、上海)1978—1992 年的原始数据来自《中国国内生产总值核算历史资料:1952—1995》,1993—2012 年的原始数据来自历年的《中国统计年鉴》,并以 1952 年不变价核算。

(二)劳动投入

用各省的从业人员数衡量劳动投入(L_t)。数据取自两省一市的统计年鉴,具体地,1978—2012 年《浙江统计年鉴》、1978—2012 年《上海统计年鉴》、1985—2012 年《江苏统计年鉴》。1985 年以前的《江苏统计年鉴》没有从业人员数数据,故从《新中国五十年统计资料汇编 1949—1998》中补齐。

(三)资本投入

用资本存量作为资本投入(K_t)的度量指标。统计数据中只有资本形成总额,没有资本存量,资本形成总额是资本增量,故需对资本存量进行估算。本文引用张军等^[13]估算的资本存量数据(在资本存量研究中,这一估算结果较为稳健)。由于张军等^[13]只估算到 2000 年,本文采用永续盘存法,对浙江、江苏和上海 2001—2012 年的资本存量数据进行估算,公式为:

$$K_t = K_{t-1}(1-\delta_t) + I_t \quad (19)$$

其中: i 代表地区, t 代表年份, K 为资本存量, I 为投资, δ 是折旧率。估算需要 4 个变量:当年投资、投资品价格指数、折旧率基期资本存量。在永续盘存法中,基期选择越早,基期资本存量估计的误差对后续年份的影响越小,考虑到数据的可获取性和相关研究的可比性,选择 1952 年为基期。由于本文只需进行数据补齐,所以无需确定基期资本存量,而只要确定另外 3 个变量即可:a) 2001—2012 年的投资(固定资本形成总额,数据来源于浙江、江苏和上海的历年统计年鉴);b) 1952—2012 年的投资品价格指数(固定资产投资价格指数,数据来源于《中国国内生产总值核算历史资料:1952—1995》、浙江、江苏和上海 1996—2012 年的统计年鉴);c) 折旧率取值 9.6%。

(四)劳动所得和资本所得

收入法国民经济核算把国民收入分为 4 部分:劳动者报酬(WL)、生产税净额(NT)、固定资产折

旧(DE)和营业盈余(P)。本文不考虑政府的作用,所以将政府所得的生产税净额按比例分配到劳动和资本所得上,也就是劳动所得($\omega_t L_t$)等于劳动者报酬加上部分生产税净额,资本所得($r_t K_t$)等于固定资产折旧加上营业盈余再加上部分生产税净额:

$$\begin{cases} \omega_t L_t = WL + NT \frac{WL}{WL + DE + P} \\ r_t K_t = DE + P + NT \frac{DE + P}{WL + DE + P} \end{cases} \quad (20)$$

最后,以国内生产总值指数将当年价格转化为1952年价。1978—1992年浙江、江苏和上海的国民收入数据来自《中国国内生产总值核算历史资料:1952—1995》和1993—2012年的数据来自历年《中国统计年鉴》。

(五)数据统计描述

表1—表3分别给出浙江、江苏和上海1978—2012年实际GDP、资本存量、从业人员数、资本所得、劳动所得等数据的统计描述。

表1 浙江省数据统计描述(1978—2012年)

变量名/单位	样本数	最大值	最小值	平均值	标准差
实际GDP/亿元	35	5 979.134	102.903 4	1 622.753	1 731.604
资本存量/亿元	35	15 976.96	138.632 2	3 625.926	4 567.22
从业人员数/万人	35	3 691.24	1 794.96	2 690.498	530.097 2
资本所得/亿元	35	2 989.804	38.967 59	833.232 5	912.870 4
劳动所得/亿元	35	2 989.33	63.935 76	789.520 7	820.412 2

表2 江苏省数据统计描述(1978—2012年)

变量名/单位	样本数	最大值	最小值	平均值	标准差
实际GDP/亿元	35	9 928.887	179.769 1	2 509.731	2 770.147
资本存量/亿元	35	28 586.34	162.886 9	6 087.424	7 725.063
从业人员数/万人	35	4 759.53	2 762.34	4 027.212	691.133 5
资本所得/亿元	35	5 013.95	83.117 88	1 249.413	1 427.225
劳动所得/亿元	35	4 914.937	96.651 19	1 260.318	1 346.487

表3 上海市数据统计描述(1978—2012年)

变量名/单位	样本数	最大值	最小值	平均值	标准差
实际GDP/亿元	35	8 464.103	325.540 8	2 468.344	2 424.116
资本存量/亿元	35	14 133.74	241.908 9	4 086.301	4 186.619
从业人员数/万人	35	1 115.5	698.32	841.210 3	111.945 7
资本所得/亿元	35	4 069.856	236.693 1	1 339.977	1 226.004
劳动所得/亿元	35	4 394.247	88.847 66	1 128.367	1 205.948

三、长三角地区技术进步偏向的测算

(一)长三角地区要素替代弹性和资本密集度的估算

根据式(18)设定计量回归方程估算要素替代弹性和资本密集度。应变量 Y 表示 $\log\left(\frac{Y_t/\bar{Y}}{L_t/\bar{L}}\right)$,因变量 $X1$ 表示 $\log\left(\frac{K_t/\bar{K}}{L_t/\bar{L}}\right)$, $X2$ 表示 $\left[\log\left(\frac{K_t/\bar{K}}{L_t/\bar{L}}\right)\right]^2$,

$X3$ 表示 $(t-\bar{t})$, $X4$ 表示 $(t-\bar{t})^2$ 。各因变量系数为 $C=\log\xi$, $a=\frac{(\sigma-1)\alpha(1-\alpha)}{2\sigma}$, $b=a\delta_K+(1-\alpha)\delta_L$, $c=\frac{(\sigma-1)\alpha(1-\alpha)}{2\sigma}(\delta_K-\delta_L)^2$ 和 α 。软件环境是EViews7,采用广义矩估计,工具变量选择 $X2$ 。回归所需数据(实际产出、劳动投入和资本投入)由浙江、江苏和上海的数据相加再经过标准化得到,回归结果如表4。

表 4 计量回归结果(EViews7 环境)

变量	相关系数	标准差	t 统计量	P 值
C	-0.112 548	0.051 788	-2.173 214	0.039 1
X1	0.384 914	0.065 393	5.886 151	0.000 0
X2	-0.101 965	0.023 447	-4.348 689	0.000 2
X3	0.027 444	0.008 312	3.301 751	0.002 8
X4	0.001 140	0.000 377	3.024 985	0.005 5
AR(1)	1.036 036	0.129 133	8.023 004	0.000 0
AR(2)	-0.418 073	0.099 861	-4.186 549	0.000 3
R-squared	0.999 338	Mean dependent var		-0.535 892
Adjusted R-squared	0.999 185	S. D. dependent var		1.005 352
S. E. of regression	0.028 695	Sum squared resid		0.021 409
Durbin-Watson stat	1.667 193	J-statistic		3.289 393
Instrument rank	10	Prob(J-statistic)		0.3491 22
Inverted AR Roots				
逆特征根	0.52-0.39i	0.52+0.39i		

结果显示,调整后的拟合优度为 0.999 2,杜宾瓦尔德检验值为 1.667, X1 的系数为 0.3849, X2 的系数为 -0.102 0,且都在 1%水平上显著:

$$\begin{cases} \alpha=0.3849 \\ \frac{(\sigma-1)\alpha(1-\alpha)}{2\sigma}=-0.1020 \end{cases}$$

据此,可计算要素替代弹性($\sigma=0.537 2$)和资本密集度($\alpha=0.384 9$)。

(二)长三角地区两省一市技术进步偏向指数的测算

根据式(9)、式(10)计算浙江、江苏和上海 1978—2012 各年的劳动效率(A_t)和资本效率(B_t)。再利用式(4)计算两省一市的技术进步偏向指数(D_t),结果如表 5—表 7。

表 5 浙江省技术进步偏向(1978—2012 年)

年份	劳动效率(A_t)	资本效率(B_t)	技术进步偏向指数(D_t)
1978	0.056 7	0.756 5	
1979	0.059 0	0.913 5	-0.118 39
1980	0.071 5	0.872 4	0.230 813
1981	0.077 2	0.869 4	0.072 208
1982	0.079 8	0.943 5	-0.040 32
1983	0.087 7	0.829 3	0.215 04
1984	0.101 0	0.891 8	0.061 035
1985	0.122 3	0.852 7	0.229 858
1986	0.133 0	0.795 6	0.142 413
1987	0.145 9	0.740 2	0.153 876
1988	0.156 4	0.724 4	0.082 594
1989	0.151 9	0.668 6	0.044 592
1990	0.152 8	0.655 1	0.022 883
1991	0.186 5	0.648 0	0.201 859
1992	0.231 6	0.623 8	0.249 804

表 5 续

1993	0.329 7	0.524 5	0.597 086
1994	0.385 7	0.517 7	0.159 344
1995	0.468 4	0.477 2	0.273 525
1996	0.548 9	0.427 0	0.266 751
1997	0.591 6	0.416 7	0.089 921
1998	0.670 5	0.386 7	0.190 572
1999	0.738 4	0.370 2	0.129 608
2000	0.723 6	0.390 3	-0.060 75
2001	0.814 2	0.360 7	0.187 253
2002	0.929 8	0.337 7	0.189 207
2003	1.055 7	0.319 8	0.171 466
2004	1.165 1	0.309 8	0.120 173
2005	1.298 4	0.290 6	0.161 9
2006	1.412 7	0.290 4	0.076 264
2007	1.524 0	0.288 4	0.074 531
2008	1.568 6	0.295 9	0.002 714
2009	1.746 5	0.271 7	0.182 992
2010	1.956 1	0.265 8	0.125 013
2011	1.976 0	0.275 1	-0.020 87
2012	2.060 4	0.276 2	0.033 298

表 6 江苏省技术进步偏向(1978—2012 年)

年份	劳动效率(A_t)	资本效率(B_t)	技术进步偏向指数(D_t)
1978	0.075 7	0.892 1	
1979	0.077 2	1.005 1	-0.081 73
1980	0.084 1	0.860 8	0.234 917
1981	0.087 8	0.890 6	0.007 691
1982	0.091 0	0.830 4	0.096 22
1983	0.100 3	0.773 7	0.157 301
1984	0.111 1	0.759 0	0.111 536
1985	0.130 9	0.689 1	0.256 817
1986	0.137 5	0.631 2	0.125 636

表 6 续

1987	0.173 9	0.500 0	0.514 449
1988	0.191 9	0.531 7	0.032 388
1989	0.197 5	0.477 5	0.126 014
1990	0.164 2	0.476 0	-0.143 06
1991	0.196 4	0.396 7	0.374 55
1992	0.229 5	0.443 5	0.039 061
1993	0.295 3	0.402 2	0.361 169
1994	0.328 3	0.418 9	0.058 03
1995	0.364 3	0.432 6	0.064 0
1996	0.408 6	0.419 7	0.134 501
1997	0.454 3	0.412 0	0.114 239
1998	0.512 0	0.389 4	0.165 831
1999	0.578 4	0.364 8	0.177 101
2000	0.637 5	0.355 8	0.111 974
2001	0.697 9	0.350 0	0.097 256
2002	0.777 5	0.344 9	0.112 717
2003	0.874 9	0.338 2	0.127 124
2004	1.109 2	0.299 1	0.373 031
2005	1.268 8	0.287 8	0.162 625
2006	1.420 7	0.286 4	0.107 995
2007	1.765 3	0.263 4	0.302 436
2008	1.817 9	0.279 8	-0.026 34
2009	1.865 5	0.294 4	-0.021 25
2010	2.237 6	0.266 7	0.279 048
2011	2.464 6	0.259 1	0.115 132
2012	2.684 3	0.253 4	0.097 854

表 7 续

1990	1.604 0	0.390 5	0.053 956
1991	1.616 5	0.401 4	-0.016 74
1992	1.740 0	0.433 8	-0.003 57
1993	1.851 4	0.446 3	0.029 601
1994	2.258 3	0.409 4	0.283 928
1995	2.475 8	0.395 5	0.116 102
1996	2.728 0	0.382 2	0.120 761
1997	3.157 7	0.364 8	0.183 246
1998	3.439 2	0.362 4	0.082 946
1999	3.768 7	0.371 4	0.059 678
2000	4.437 3	0.383 5	0.120 918
2001	4.767 1	0.392 9	0.041 779
2002	4.951 9	0.404 0	0.008 904
2003	5.922 3	0.381 0	0.230 86
2004	7.352 4	0.360 4	0.269 105
2005	7.610 8	0.371 1	0.004 638
2006	8.148 0	0.378 9	0.041 723
2007	9.190 3	0.385 0	0.094 83
2008	7.815 6	0.418 3	-0.187 18
2009	8.136 4	0.415 4	0.041 803
2010	8.765 8	0.421 2	0.053 762
2011	9.111 4	0.436 6	0.002 388
2012	9.238 4	0.462 5	-0.036 96

表 7 上海市技术进步偏向(1978—2012年)

年份	劳动效率(A_t)	资本效率(B_t)	技术进步偏向指数(D_t)
1978	1.197 4	0.643 1	
1979	1.208 4	0.620 9	0.038 997
1980	1.273 0	0.597 7	0.081 259
1981	1.265 4	0.557 2	0.057 103
1982	1.274 6	0.517 3	0.073 121
1983	1.347 6	0.487 8	0.104 469
1984	1.344 8	0.496 7	-0.017 32
1985	1.543 7	0.481 3	0.159 165
1986	1.497 3	0.449 5	0.033 269
1987	1.519 3	0.428 3	0.055 766
1988	1.601 0	0.417 4	0.070 19
1989	1.571 0	0.406 5	0.006 546

表 8 长三角地区两省一市技术进步偏向指数的统计描述(1978—2012年)

省市	样本数	最大值	最小值	平均值	标准差
浙江	34	0.597 086	-0.118 39	0.132 302	0.127 204
江苏	34	0.514 449	-0.143 06	0.140 184	0.136 534
上海	34	0.283 928	-0.187 18	0.066 443	0.089 291

相比来看,浙江省和江苏省的情况较为相似,技术进步偏向资本的程度较大,波动幅度也较大;上海

1978—2012年期间,长三角地区两省一市的劳动效率不断上升,资本效率不断下降,技术进步偏向指数大体为正,技术进步大体偏向资本,也就是说长三角地区的技术进步更有利于提高资本的边际产出,见图1。

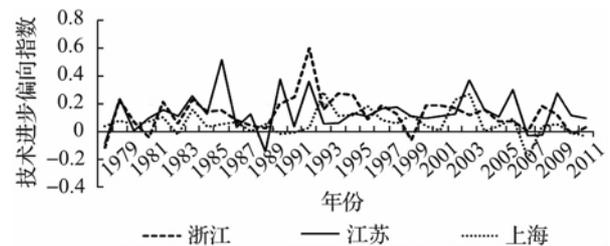


图 1 长三角地区两省一市技术进步偏向指数折线图(1978—2012年)

发达国家的技术进步总体偏向资本^[6-8],从长三角区域层面来看,两省一市1978—2012年的技术进步结果偏向资本,见表8。

市技术进步偏向资本的程度小,不到浙江省和江苏省的一半,波动幅度也较小。

(三)长三角地区两省一市技术进步偏向的动态累积结果

从动态视角看,技术进步偏向的动态累积变化体现为技术进步对资本劳动边际产出比的累积影响。计算公式如下:

$$AE_t = (1 + D_t) AE_{t-1} \quad (21)$$

其中: AE_t 表示 t 期技术进步对资本劳动边际产出比的累积影响, D_t 为技术进步偏向指数。 AE_t 的经济含义为:在不考虑要素投入变化的条件下,受技术进步的影响, t 期资本劳动边际产出比是基期资本劳动边际产出比的 AE_t 倍。假定1978年为动态变化的基期, $AE_{1978} = 1$,那么动态累积结果见图2。

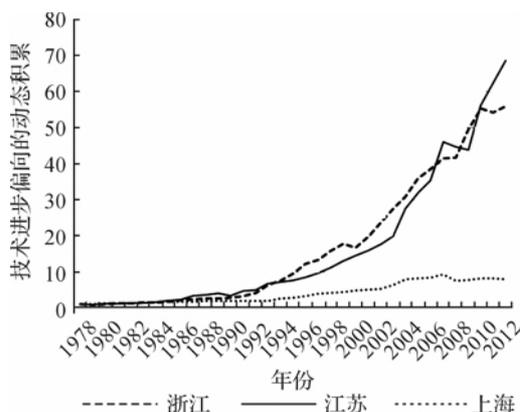


图2 长三角地区两省一市技术进步偏向的动态累积结果(1978—2012年)

1978—2012年间,浙江省和江苏省技术进步偏向的动态累积结果差别不大,但随着时间的放大作用,上海市与浙江、江苏两省的差距逐渐拉大。到2012年,上海市技术进步偏向的动态累积只有浙江、江苏两省的1/6左右。1978—1986年,两省一市技术进步偏向的动态累积基本一致;1987—2012年,浙江、江苏两省与上海市技术进步偏向的动态累积差距逐渐拉大。1987—2007年,浙江省技术进步偏向的动态累积速度比江苏省略快,而2007—2012年江苏省技术进步偏向的动态累积速度超过浙江省。

(四)与相关研究结果的比较和分析

戴天仕等^[1]测算了中国1978—2005年的技术进步偏向,结果是偏向资本。图3比较本文与戴文结果(1995—2005年)。

江苏省和上海市的技术进步偏向变化具有同全国较为一致的趋势。但是,长三角地区技术进步偏向资本的程度更高,技术进步偏向指数波动幅度更大。这可能是由于长三角地区的资本要素积累和国际贸易均显著高于全国平均水平所致。理论上,要

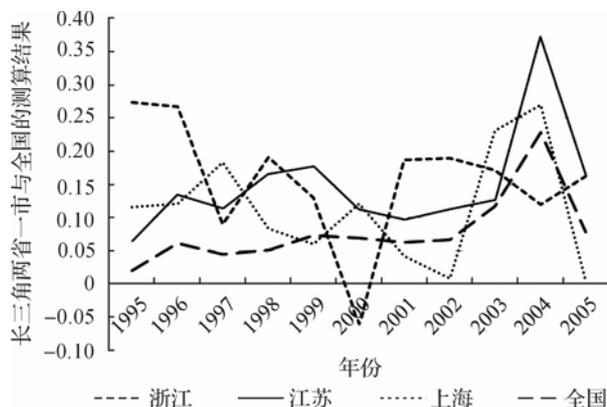


图3 长三角地区两省一市与全国的测算结果对比(1995—2005年)

素积累和国际贸易是解释技术进步偏向的主要原因。如果资本的积累速度比劳动快,那么企业就更愿意使用偏向资本的技术,这样,经济中内生的研发和技术进步将导致技术进步偏向资本要素。国际贸易对技术进步偏向的影响则主要体现为引致性技术进步。由于发达国家的技术进步偏向资本,所以在国际贸易中,发展中国家贸易开发地区通过引进发达国家的先进技术和设备提高自身的技术水平,这导致与发达国家相同的技术进步偏向。两种解释都适用于长三角地区。1978—2012年,浙江、江苏和上海的资本存量分别增加了115.2、175.5和58.4倍,年均增长率高达14.98%、16.41%和12.71%。而对于劳动,35年间,浙江、江苏和上海的从业人员数分别增加了2.1、1.7和1.6倍,年均增长率为2.14%、1.60%和1.39%,这相比资本积累的速度慢很多。因此导致长三角两省一市的技术进步偏向资本要素。同时,长三角地区作为我国重要的国际门户,与发达国家的贸易交往十分频繁,引进了大量先进技术和设备,这使长三角地区复制发达国家的技术进步偏向,进一步偏向资本要素。

四、结 论

本文利用长三角地区1978—2012年的数据定量测度江苏、上海、浙江两省一市的技术进步偏向。测算结果表明,长三角地区的替代弹性显著小于1,劳动效率持续上升,资本效率有所下降,技术进步大体偏向资本。具体来看,浙江省技术进步偏向资本的程度大,平均每年导致资本劳动边际产出比上升13.23%。江苏省与浙江省的情况十分相似,技术进步偏向资本,平均每年导致资本劳动边际产出比上升14.02%。在长三角地区,上海以国际经济、金融、贸易、航运等第三产业为中心产业(《上海市国民

经济和社会发展第十二个五年规划纲要》),而江苏、浙江两省以制造业、石化、加工等第二产业为主导产业。尽管两省一市都具有很强的国际贸易特征,但是第二和第三产业对资本、劳动以及技术设备和人力资本的依存关系有显著不同,所以,江苏、浙江测算结果相近,上海市技术进步偏向资本的程度最小,平均每年只导致资本劳动边际产出比上升 6.64%,仅为浙江省和江苏省的一半。

与全国层面的测算结果相比,江苏省和上海市的技术进步偏向变化整体上与全国的趋势基本一致,但长三角地区技术进步偏向资本的程度更高,技术进步偏向指数波动幅度更大。从上述结果来看,随着产业转移和中西部地区崛起,长三角地区显著的资本偏向型技术进步极有可能深度辐射中西部地区。

参考文献:

- [1] 戴天仕,徐现祥. 中国的技术进步方向[J]. 世界经济, 2010(11): 54-70.
- [2] 陆雪琴,章上峰. 技术进步偏向定义及其测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2013(8): 20-34.
- [3] Autor D, Dorn D. The growth of low skill service jobs and the polarization of the 128 US. labor market[J]. American Economic Review, 2013, 103(5): 1553-1597.
- [4] Acemoglu D. Directed technical change[J]. Review of Economic Studies, 2002, 69(4): 781-809.
- [5] Acemoglu D. Patterns of skill premia[J]. Review of Economic Studies, 2003, 70: 199-230.
- [6] 黄先海,徐圣. 中国劳动收入比重下降成因分析: 基于劳动节约型技术进步的视角[J]. 经济研究, 2009(7): 34-44.
- [7] David P A, Klundert T. Biased efficiency growth and capital-labor substitution in the US: 1899 - 1960 [J]. American Economic Review, 1965, 55: 357-394.
- [8] Klump R, McAdam P, Willman A. Factor substitution and factor-augmenting technical progress in the united states; a normalized supply-side system approach [J]. Review of Economics and Statistics, 2007, 89: 183-192.
- [9] Klump R, McAdam P, Willman A. Unwrapping some euro area growth puzzles: factor substitution, productivity and unemployment [J]. Journal of Macroeconomics, 2008, 30(2): 645-666.
- [10] Sato R, Morita T. Quantity or quality: the impact of labor-saving innovation on US and Japanese growth rates; 1960 - 2004 [J]. Japanese Economic Review, 2009, 4: 407-434.
- [11] 钟世川. 要素替代弹性、技术进步偏向与我国工业行业经济增长[J]. 当代经济科学, 2014, 36(1): 74-127.
- [12] 王俊,胡雍. 中国制造业技能偏向技术进步的测度与分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2015(1): 82-96.
- [13] 张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000 [J]. 经济研究, 2004(10): 35-44.

Measurement and Analysis of Technical Progress Bias in Yangtz River Delta Regions

LI Tai-long, ZHU Man, WANG Zhi-bin

(School of Economics and Management, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: This paper measures technical progress bias of Jiangsu, Shanghai and Zhejiang (two provinces and one city) quantitatively with data of Yangtze River Delta regions from 1978 to 2012. The result shows that the elasticity of substitution of both capital and labor in these two provinces and one city is less than 1, labor efficiency increases continuously, capital efficiency decreases and technical progress is generally biased toward capital. Specifically, the degree of technical progress bias toward capital in Yangtze River Delta region is higher than the national average level and technical progress bias index has a greater fluctuation range; the degree of technical progress bias toward capital in Shanghai is minimum, only about half of that in Zhejiang and Jiangsu; the variation trend of technical progress bias in Jiangsu and Shanghai is consistent with the national trend. It is very likely that the significant capital biased technical progress in Yangtze River Delta regions will influence central and western regions deeply.

Key words: technical progress bias; Yangtz River Delta; capital efficiency; labor efficiency; elasticity of factor substitution

(责任编辑: 陈和榜)