

# 中国技术进步方向的空间扩散效应

潘文卿, 吴天颖, 胡晓

**[摘要]** 通过构建理论模型,本文论证了当存在发达经济体的要素增强型技术向欠发达经济体扩散时,会呈现出技术进步方向从发达经济体向欠发达经济体的扩散现象。基于中国 266 个城市的相关数据,本文测算了不同城市的技术进步方向指数,并对北京、上海和广州这三个经济发达城市技术进步方向对其他城市的扩散效应进行了计量检验。研究发现,北京、上海和广州的技术进步方向对其他城市的技术进步偏向性均存在显著的同向影响关系。进一步的研究还发现,北京、上海和广州都存在着资本增强型技术向其他城市的扩散效应,而上海还存在着劳动增强型技术的向外扩散效应,这也从实证上支持了理论模型的设定,揭示了技术进步方向存在扩散效应的机制。

**[关键词]** 要素增强型技术; 技术进步偏向性; 扩散效应

**[中图分类号]**F124 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)04-0017-17

## 一、引言

自 1978 年改革开放以来,中国的收入分配制度逐渐由按劳分配转变为按要素分配,经济发展也开始提速。截至 2015 年,中国的 GDP 达到 67.67 万亿元,与 1978 年相比几乎翻了 8 番,但在经济飞速增长的同时,中国的贫富差距也在不断扩大,国家统计局公布的 2016 年基尼(GINI)系数达到 0.465<sup>①</sup>,高于 0.4 的收入差距基本合理的警戒线。许多学者对贫富差距产生的原因展开了研究,而技术进步方向的变化可能导致要素收入分配格局的变化,是近年来广大学者普遍关注的一个议题(李俊霖,2009)。

Hicks(1932)最早提出了技术进步偏向性的概念,他的引致性创新理论认为,要素的价格变化将会使得技术进步偏向于相对更昂贵的要素,提升生产率的同时也节约昂贵要素的使用。Kennedy 于 1964 年重申了 Hicks(1932)的引致性创新,并提出了创新可能性前沿的概念,他最早认为技术进步的方向有助于解释要素份额的变化,并曾一度引起了人们对于该问题的关注,但与此同时,Kaldor(1961)将“收入份额在经济的长期发展中保持稳定”的观点列入成熟工业经济的六个“Kaldor 特征

**[收稿日期]** 2017-01-06

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目“中国贸易增值分解与国内价值链延伸”(批准号 71573150);清华大学自主科研基金项目“全球价值链:中国贸易增值分解与国内价值链延伸”(批准号 Z04-1)。

**[作者简介]** 潘文卿(1966—),男,河南临颖人,清华大学经济管理学院教授,博士生导师,经济学博士;吴天颖(1990—),男,湖南株洲人,清华大学经济管理学院博士研究生;胡晓(1989—),男,四川成都人,清华大学经济管理学院博士研究生。通讯作者:潘文卿,电子邮箱:panwq@sem.tsinghua.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

<sup>①</sup> 数据来自 [http://www.stats.gov.cn/tjsj/sjjd/201701/t20170120\\_1456268.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/sjjd/201701/t20170120_1456268.html)。

事实”(Stylized Facts)之中,并得到 Berndt(1976)对美国要素替代弹性实证分析的进一步支持。<sup>①</sup> 依据 Hicks(1932)对要素替代弹性的定义,该研究结果表明技术进步是恒为中性的。这导致在很长一段时间内,对技术进步方向或者说对技术进步偏向性的研究乏人问津。

近年来,随着人们对经济增长问题研究的进一步深化,要素收入份额的稳定性开始受到质疑。Blanchard et al.(1997)考察了德国、法国、意大利和西班牙等多个欧洲大陆国家的劳动要素收入份额,发现各国的劳动要素收入份额在 1980 年后有了明显的下降。Poterba(1997)的研究也支持该结论,他对 G7 国家的劳动收入份额进行了测算,发现 20 世纪 80 年代到 90 年代间,德国、法国和意大利的劳动收入份额存在下降的趋势。Blanchard et al.(1997)对此给出了一种可能的解释,即由于技术进步的偏向性导致了劳动要素收入份额的下降。自此,技术进步偏向性或者说技术进步方向重新进入到学者们的研究视野。

随着 Acemoglu(1998,2002)、Kiley(1999)、Acemoglu and Zilibotti(2001)从理论上将技术进步偏向性内生,同时也伴随着计量方法在估算上的发展,学者们已在如下两个方面对技术进步方向展开了广泛而深入的研究:一是利用新的计量方法和跨度更长的各国数据来对技术进步偏向性进行重新估算(Ripatti and Vilmunen,2001;Jalava et al.,2006;Klump et al.,2007;Klump et al.,2008;Morita and Sato,2009;戴天仕和徐现祥,2010;戴杰,2012;陈晓玲和连玉君,2013;沈健,2013)。二是考察技术进步偏向性对经济发展的影响,主要聚焦于技术进步偏向性在要素收入分配中所发挥的作用(Acemoglu,2002,2003;黄先海和徐圣,2009;张莉等,2012;姚毓春等,2014;张月玲和叶阿忠,2014)。关于前者的一个基本一致的发现是,各国的技术进步方向总体偏向于资本;对于后者,基本结论是资本偏向型技术进步会加剧国民收入向资本要素倾斜的现象。

在上述两类问题研究的基础上,学者们近年来开始关注影响技术进步方向的因素。从理论研究层面看,Acemoglu(2007)考察了不同的产品市场对技术进步方向的影响,认为技术进步方向偏向于供给量更充足的要素;潘士远(2008)研究了专利制度的不同对技术进步方向的影响;Ji(2014)考察了 R&D 效率和生产的固定成本对技术进步方向的影响;Acemoglu and Zilibotti(2001)以及 Gancia and Zilibotti(2009)则考虑了技术扩散对技术进步方向的影响。在实证层面,大多研究者都基于戴天仕和徐现祥(2010)定义的技术进步方向指数来考察相关的影响因素。如戴杰(2012)考察了国内自主研发、市场结构、要素投入比等多种因素对中国技术进步方向的可能影响;易信和刘凤良(2013)着重考察了政府干预以及要素市场扭曲对技术进步方向的影响;邓明(2014)则是利用中国的省际面板数据,研究了人口年龄结构的变动对技术进步方向的影响。

在探究影响技术进步方向因素的过程中,现有研究大部分是在封闭经济的假设下推进的,对技术进步偏向性的空间扩散效应考虑得较少。但是,由于技术研发是一种具有正外部性的行为,基于技术研发行为而产生的技术进步偏向性很可能也会随着技术溢出而产生空间的扩散。因此,有必要将对技术进步方向的研究置于一个更符合现实的开放经济之中进行。在不考虑技术进步偏向性的背景下,Keller(2002,2004)考查了中性技术进步从美国、德国、日本、英国、法国向其他 9 个 OECD 国家的扩散作用,并认为技术扩散的主要途径为 FDI 和对外贸易;类似地,舒元和才国伟(2007)考察了中国的情况,他们发现中性技术进步存在从北京、上海、广东三个经济中心向其他省份的扩散作用,并进一步指出:中性技术进步的扩散本质上是技术研发(R&D)和人力资本的扩散。

然而,直到目前,仍鲜有文献利用中国的实际数据考察技术进步方向在区域间的扩散作用。本文认为,在研究中如果忽视了技术进步偏向性可能存在的扩散作用,就不能全面把握影响技术进步

<sup>①</sup> Berndt(1976)对美国的要素替代弹性的实证分析发现,要素替代弹性在长期恒定为 1。

偏向性的主要因素,也就不能有针对性地从事技术进步方向这个视角来解决要素收入份额偏向性的问题,这可能对经济长期的健康、稳定发展产生不利影响。

本文以中国的经济现实为背景,从理论与实证两方面探究技术进步偏向性在区域间可能存在的扩散效应。首先,在要素增强型技术存在扩散的假设下,本文从理论上证明了技术进步偏向性同样会表现出扩散效应,其机制依赖于要素增强型技术的扩散;其次,在实证层面,本文基于城市数据,估算了中国城市的技术进步方向指数,并运用计量模型考察中国是否存在不同城市间技术进步方向的扩散作用;同时,本文还进一步考察了资本增强型技术和劳动增强型技术在不同城市间的扩散特征。文章的后续内容安排如下:第二部分构建理论模型,以探讨技术进步方向的扩散作用及其影响机制;第三部分,基于中国2000—2014年266个城市数据(因数据可得性,未包括西藏),利用“标准化供给面系统法”估算中国城市的要素替代弹性,并计算技术进步方向指数;然后,通过建立计量模型探讨北京、上海、广州这三个经济中心的技术进步偏向性对其他城市技术进步方向的影响,进而考察资本增强型技术和劳动增强型技术在城市间的扩散作用,探究技术进步方向扩散效应的本质;第四部分是对全文的简单总结。

## 二、理论模型

本文考虑开放经济中存在两个经济体:一个为发达经济体,技术水平较高且存在着向外的技术溢出,其技术水平外生给定;另一个为欠发达经济体,技术水平较低,但可以吸收发达经济体的技术溢出以提升自身的技术水平。

在欠发达经济体中,假设存在如下生产系统:一个最终产品部门、两个中间产品部门。中间产品部门中一个以资本 $K$ 作为投入,生产资本密集型中间产品 $Y_K$ ,代表资本密集型部门;另一个以劳动 $L$ 作为投入,生产劳动密集型中间产品 $Y_L$ ,代表劳动密集型部门。最终产品部门利用两类中间产品 $Y_K$ 和 $Y_L$ 作为投入,生产最终产品 $Y$ 。在该生产系统中,最终产品 $Y$ 被假定为计价品(Numeraire)。

本文假设最终产品部门的生产函数具有CES形式:

$$Y = \left[ \pi Y_K^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1-\pi) Y_L^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (1)$$

其中, $\pi$ 为资本收入份额、 $1-\pi$ 为劳动收入份额, $\varepsilon$ 为要素替代弹性。为了简化分析,假设中间产品部门的产出 $Y_i (i=K,L)$ 仅与对应的生产要素投入和相应的要素增强型技术水平有关:

$$Y_K = A_K K, \quad Y_L = A_L L \quad (2)$$

其中, $A_K$ 和 $A_L$ 分别表示资本增强型技术水平和劳动增强型技术水平,代表资本和劳动的生产效率。

发达经济体和欠发达经济体之间的关联主要由技术溢出实现,本文假设欠发达经济体的要素增强型技术 $A_i$ 主要取决于以下两大因素:一是对应中间厂商的研发投入 $R_i$ ;二是发达经济体的要素增强型技术 $A_i'$ 的技术溢出。现有研究表明,技术溢出效应的大小与发达地区和欠发达地区间的技术差距密切相关,但技术差距对技术溢出的影响方向在学界还未有一致结论(Findlay, 1978; Wang and Blomström, 1992; Kokko, 1994; Perez, 1997; 傅晓霞和吴利学, 2012; 王华等, 2012)。基于此,本文设定欠发达经济体的要素增强型技术水平为:

$$A_i = \beta_i f(R_i) (A_i' / A_i)^\delta \quad (3)$$

对于函数  $f(R_i)$ , 本文假设  $f(0) > 0$ , 且对任意  $R \geq 0$ ,  $f'(R_i) > 0$ , 意味着即使没有研发投入, 技术水平也不会为 0, 而一旦有研发投入, 就会对技术水平产生正向影响。这里,  $A_i'/A_i$  代表发达经济体和欠发达经济体的技术差距,  $\delta$  用来衡量技术差距对技术溢出效应的影响方向和程度,  $\beta_i$  为与行业相关的常数。在发达经济体向欠发达经济体产生技术溢出的前提下, 不妨假设  $A_i' \geq A_i$ , 在极端情况下,  $A_i' = A_i$ , 代表欠发达经济体在  $i$  要素增强型技术上已经追赶上发达经济体, 技术溢出效应将不复存在, 这时模型将退化为  $A_i = \beta_i f(R_i)$ 。

对于欠发达地区, 两类中间产品部门的利润函数为:

$$\Pi_K = P_K Y_K - rK - R_K, \quad \Pi_L = P_L Y_L - \omega L - R_L \quad (4)$$

其中,  $P_K$  和  $P_L$  分别为资本密集型产品  $Y_K$  和劳动密集型产品  $Y_L$  的价格,  $r$  和  $\omega$  分别为资本租金率和工资率。

利用式(4)对研发投入  $R$  求导的一阶极值条件, 并将式(3)代入, 可以得到:

$$\frac{A_K}{A_L} = \left( \frac{P_K}{P_L} \right)^{\frac{1}{\delta}} \left( \frac{K}{L} \right)^{\frac{1}{\delta}} \left( \frac{\beta_K}{\beta_L} \right)^{\frac{1}{\delta}} \left( \frac{A_K'}{A_L'} \right) \left( \frac{f'(R_K)}{f'(R_L)} \right)^{\frac{1}{\delta}} \quad (5)$$

利用式(1)的一阶极值条件, 并将式(2)代入, 可以得到中间产品的价格及其比值:

$$P_K = \frac{\partial Y}{\partial Y_K} = \pi \left( \frac{Y}{Y_K} \right)^{\frac{1}{\varepsilon}}, \quad P_L = \frac{\partial Y}{\partial Y_L} = (1 - \pi) \left( \frac{Y}{Y_L} \right)^{\frac{1}{\varepsilon}} \quad (6)$$

$$\frac{P_K}{P_L} = \frac{\pi}{1 - \pi} \left( \frac{A_K K}{A_L L} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \quad (7)$$

将式(7)代入式(5), 可以得到欠发达地区两种中间产品所对应的要素增强型技术水平的比值:

$$\frac{A_K}{A_L} = \left( \frac{\pi}{1 - \pi} \right)^{\frac{\varepsilon}{1 + \varepsilon \delta}} \left( \frac{\beta_K}{\beta_L} \right)^{\frac{\varepsilon}{1 + \varepsilon \delta}} \left( \frac{K}{L} \right)^{\frac{\varepsilon - 1}{1 + \varepsilon \delta}} \left( \frac{A_K'}{A_L'} \right)^{\frac{\varepsilon \delta}{1 + \varepsilon \delta}} \left[ \frac{f'(R_K)}{f'(R_L)} \right]^{\frac{1}{\delta}} \quad (8)$$

本文采用 Acemoglu(2002)对技术进步偏向性的定义, 首先利用式(1)、式(2), 得出资本和劳动的边际产出:

$$MP_K = \pi Y^{\frac{1}{\varepsilon}} A_K^{\frac{\varepsilon - 1}{\varepsilon}} K^{-\frac{1}{\varepsilon}}, \quad MP_L = (1 - \pi) Y^{\frac{1}{\varepsilon}} A_L^{\frac{\varepsilon - 1}{\varepsilon}} L^{-\frac{1}{\varepsilon}} \quad (9)$$

然后依据 Acemoglu(2002)的定义, 得到欠发达地区技术进步偏向性的衡量指标<sup>①</sup>:

$$D = \partial \left( \frac{MP_K}{MP_L} \right) / \partial \left( \frac{A_K}{A_L} \right) = \frac{\pi}{1 - \pi} \frac{\varepsilon - 1}{\varepsilon} \left( \frac{A_K}{A_L} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \left( \frac{K}{L} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \quad (10)$$

同样, 对于发达经济地区来说, 其技术进步偏向性的衡量指标也应该是:

$$D' = \frac{\pi'}{1 - \pi'} \frac{\varepsilon' - 1}{\varepsilon'} \left( \frac{A_K'}{A_L'} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon'}} \left( \frac{K'}{L'} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon'}} \quad (11)$$

其中,  $D'$ 、 $\pi'$ 、 $\varepsilon'$ 、 $A_K'$ 、 $A_L'$ 、 $K'$ 、 $L'$  的定义与欠发达地区中各变量的定义一致。

将式(8)代入式(10)可得:

<sup>①</sup> Acemoglu(2002)认为, 技术进步导致资本(劳动)的相对边际产出提升, 则技术进步为资本(劳动)偏向型。



$$D = \frac{\pi}{1-\pi} \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \left(\frac{K}{L}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \left\{ \left(\frac{\pi}{1-\pi}\right)^{\frac{\varepsilon}{1+\varepsilon\delta}} \left(\frac{\beta_K}{\beta_L}\right)^{\frac{\varepsilon}{1+\varepsilon\delta}} \left(\frac{K}{L}\right)^{\frac{\varepsilon-1}{1+\varepsilon\delta}} \left(\frac{A'_K}{A'_L}\right)^{\frac{\varepsilon\delta}{1+\varepsilon\delta}} \left[\frac{f'(R_K)}{f'(R_L)}\right]^{\frac{1}{\delta}} \right\}^{-\frac{1}{\varepsilon}} \quad (12)$$

再将式(11)代入式(12)得到:

$$D = \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \left(\frac{\varepsilon'-1}{\varepsilon'}\right)^{\frac{-\varepsilon'\delta}{1+\varepsilon\delta}} \left\{ \frac{\beta_L L}{\beta_K K} \left[ \left(\frac{\pi}{1-\pi}\right)^{\varepsilon} \left(\frac{\pi'}{1-\pi'}\right)^{-\varepsilon'} \times \left(\frac{K'}{L'}/\frac{K}{L}\right) \right]^{\delta} \right\}^{\frac{1}{1+\varepsilon\delta}} \left(\frac{f'(R_K)}{f'(R_L)}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon\delta}} (D')^{\frac{\varepsilon'\delta}{1+\varepsilon\delta}} \quad (13)$$

由于  $\left\{ \frac{\beta_L L}{\beta_K K} \left[ \left(\frac{\pi}{1-\pi}\right)^{\varepsilon} \left(\frac{\pi'}{1-\pi'}\right)^{-\varepsilon'} \times \left(\frac{K'}{L'}/\frac{K}{L}\right) \right]^{\delta} \right\}^{\frac{1}{1+\varepsilon\delta}} \left(\frac{f'(R_K)}{f'(R_L)}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon\delta}} > 0$ , 式(13)表明, 发达经济体的技术进步偏向性  $D'$  对欠发达经济体的技术进步偏向性  $D$  存在着复杂影响, 影响的具体方向和大小取决于两类地区资本—劳动要素替代弹性  $\varepsilon, \varepsilon'$ , 以及它们与衡量技术差距对技术溢出影响的参数  $\delta$  的组合  $\varepsilon'\delta/(1+\varepsilon\delta)$  的取值情况。如果  $\varepsilon > 1, \varepsilon' > 1$ , 且  $\varepsilon'\delta/(1+\varepsilon\delta) > 0$ , 则  $D$  与  $D'$  将同向变动, 意味着当发达地区技术进步方向朝偏向于资本的方向变动时, 欠发达地区技术进步方向也将朝偏向于资本的方向变动; 而当  $\varepsilon < 1, \varepsilon' > 1$ , 且  $\varepsilon'\delta/(1+\varepsilon\delta) > 0$  时, 则  $D$  与  $D'$  的变化方向相反, 意味着当发达地区技术进步方向朝偏向于资本的方向变动时, 欠发达地区技术进步方向将朝偏向于劳动的方向变动。当然, 式(13)显示  $D'$  对  $D$  的影响相当复杂, 下面, 本文将对中国的情况进行实证考察。

### 三、实证研究

#### 1. 中国技术进步方向指数的估算

由于缺乏能够衡量中国城市技术进步偏向性的直接统计数据, 本文采用戴天仕和徐现祥(2010)依据 Acemoglu(2002)对技术进步偏向性的定义所设计的技术进步方向指数( $D_t$ )来估算中国城市的技术进步偏向性:

$$D_t = \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \left(\frac{A_{Lt}}{A_{Kt}}\right) \frac{d(A_{Kt}/A_{Lt})}{dt} \quad (14)$$

其中,  $D_t$  是年份  $t$  的技术进步方向指数,  $A_{Kt}$  和  $A_{Lt}$  分别为年份  $t$  的资本增强型技术和劳动增强型技术, 代表资本和劳动的生产效率,  $\varepsilon$  为要素替代弹性。技术进步方向  $D_t$  由要素替代弹性  $\varepsilon$  和  $A_{Kt}/A_{Lt}$  的变化共同决定: 当  $\varepsilon > 1$  时(资本和劳动呈现总替代关系),  $D_t$  与  $A_{Kt}/A_{Lt}$  呈现一致变化,  $A_{Kt}/A_{Lt}$  上升(下降)时,  $D_t$  为正(为负); 当  $\varepsilon < 1$  时(资本和劳动呈现总互补关系),  $D_t$  与  $A_{Kt}/A_{Lt}$  呈现反向变化,  $A_{Kt}/A_{Lt}$  上升(下降)时,  $D_t$  为负(为正); 当  $\varepsilon = 1$  时, 则  $D_t$  恒为零(技术进步为中性)。在最终的结果中,  $D_t > 0$  表示技术进步方向偏向于资本,  $D_t < 0$  表示技术进步方向偏向于劳动。为了估算中国城市的技术进步方向指数, 本文需要估算要素替代弹性  $\varepsilon$ 、资本增强型技术  $A_{Kt}$  以及劳动增强型技术  $A_{Lt}$ 。

在进行进一步估算之前, 本文首先需要对生产函数的形式做出合理假设, 本文沿用目前研究技术进步偏向性的主流框架, 假设生产函数为 CES 生产函数:

$$Y_t = \left[ \pi (A_{Kt} K_t)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1-\pi) (A_{Lt} L_t)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (15)$$

其中,  $Y_t$  为年份  $t$  的产出,  $K_t$  和  $L_t$  分别为资本和劳动投入,  $\pi$  和  $1-\pi$  分别为资本和劳动的要素份额,  $\varepsilon \in (0, \infty)$  为资本—劳动要素替代弹性。  $A_{K_t}$  和  $A_{L_t}$  为分别为资本增强型技术和劳动增强型技术, 分别代表资本和劳动的生产效率。

通过假设资本和劳动的价格为其边际产出, 并将其代入 CES 生产函数, 可以得到资本增强型技术  $A_{K_t}$  和劳动增强型技术  $A_{L_t}$  :

$$A_{K_t} = \frac{Y_t}{K_t} \left( \frac{r_t K_t}{\pi(r_t K_t + \omega_t L_t)} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad A_{L_t} = \frac{Y_t}{L_t} \left( \frac{\omega_t L_t}{(1-\pi)(r_t K_t + \omega_t L_t)} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (16)$$

其中,  $r_t$  和  $\omega_t$  分别为资本租金率以及工资率。

估计资本—劳动要素替代弹性的方法有很多, 但 Klump et al.(2007) 提出的“标准化供给面系统法” 由于其得到普遍认可的稳健性, 在实证研究中得到了最为广泛的应用。 本文在参考 León-Ledesma et al.(2010) 以及陈晓玲和连玉君(2013) 对“Box-Cox 型” 要素效率增长率进行的合理简化的基础上, 仍然利用资本、劳动的价格为其边际产出的假设, 构建如下方程:

$$\log\left(\frac{Y_t}{\bar{Y}}\right) = \log(\xi) + \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \log\left\{ \pi \left[ \frac{K_t}{\bar{K}} \exp(\varphi_K(t-\bar{t})) \right]^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1-\pi) \left[ \frac{L_t}{\bar{L}} \exp(\varphi_L(t-\bar{t})) \right]^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right\} \quad (17)$$

$$\log\left(\frac{r_t K_t}{Y_t}\right) = \log(\pi) + \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \log(\xi) - \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \log\left(\frac{Y_t/\bar{Y}}{K_t/\bar{K}}\right) + \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \varphi_K(t-\bar{t}) \quad (18)$$

$$\log\left(\frac{\omega_t L_t}{Y_t}\right) = \log(1-\pi) + \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \log(\xi) - \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \log\left(\frac{Y_t/\bar{Y}}{L_t/\bar{L}}\right) + \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \varphi_L(t-\bar{t}) \quad (19)$$

其中,  $\bar{Y}$ 、 $\bar{K}$ 、 $\bar{L}$  和  $\bar{t}$  分别为产出、资本、劳动和年份的样本均值,  $\xi$  是规模因子,  $\varphi_K$  和  $\varphi_L$  为与资本和劳动相关的技术增长参数。 通过估计上述非线性联立方程组可以得到要素替代弹性  $\varepsilon$  和资本要素份额  $\pi$ 。

对于式(17)—(19)构成的非线性方程组, 在干扰项彼此独立的假设下, 广义非线性最小二乘法(FGNLS) 等价于非线性似无关回归(NLSUR)(陈晓玲和连玉君, 2013)。 采用非线性似无关回归(NLSUR)方法, 利用各年的产出  $Y_t$ 、资本  $K_t$ 、劳动  $L_t$ 、资本收入份额  $r_t K_t/Y_t$  和劳动收入份额  $\omega_t L_t/Y_t$  的数据, 可以估算参数  $\varepsilon$ 、 $\pi$ 、 $\xi$ 、 $\varphi_K$  和  $\varphi_L$ 。

估算中所用到的数据整理如下: 产出  $Y_t$  用 GDP 度量(收入法, 并利用目标城市所在省份的生产总值指数折算至 2000 年价); 劳动  $L_t$  用就业人员年末人数来度量, 数据来自历年《中国城市统计年鉴》; 资本  $K_t$  采用资本存量数据来度量, 数据计算方式参考张军等(2004), 扩展计算到 2000—2014 年的各城市资本存量数据; 资本收入份额  $r_t K_t/Y_t$  和劳动收入份额  $\omega_t L_t/Y_t$  参考吕冰洋和郭庆旺(2012)的方法, 并将其定义的政府收入份额(生产税)作为资本所得并入资本收入份额。 由于数据可得性的原因, 本文在具体计算时用省份的要素份额代表属于该省份各城市的相关份额。 本文最终以 2000—2014 年的面板数据计算相关参数。

利用中国 266 个城市的相关数据, 通过上述简化的三方程标准化供给面系统方法, 本文计算了该 266 个城市的资本—劳动要素替代弹性  $\varepsilon$ 、资本要素份额  $\pi$  以及其他相关参数。 图 1 给出了中国各城市的资本—劳动替代弹性  $\varepsilon$  和资本要素份额  $\pi$  的估计值的分布状况, 表 1 是测算的资本—劳动替代弹性和资本要素份额按省份加总后计算的各省份平均值。

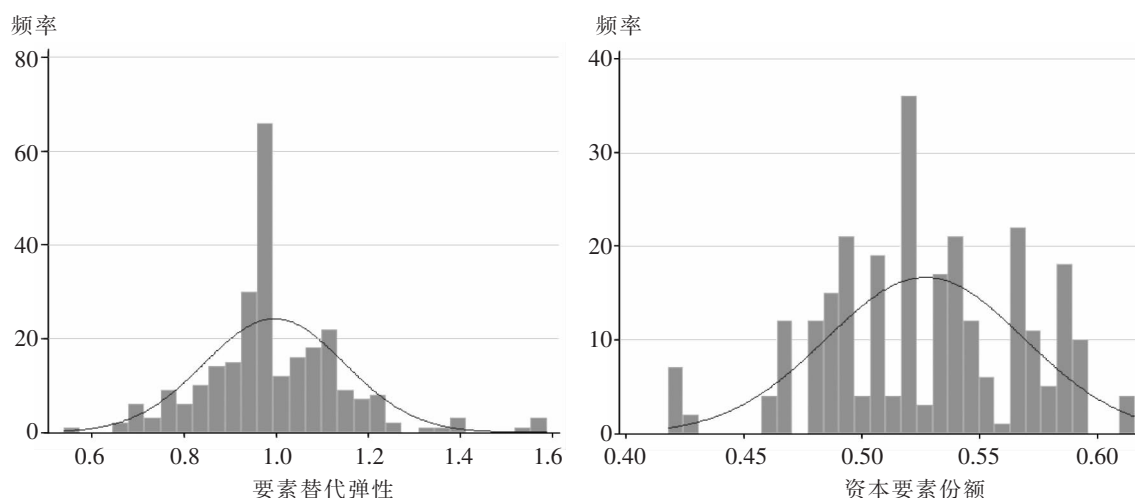


图1 中国城市要素替代弹性和资本要素份额分布

资料来源:作者绘制。

表1 要素替代弹性与资本要素份额的省份平均值

省份	要素替代弹性	资本要素份额	省份	要素替代弹性	资本要素份额	省份	要素替代弹性	资本要素份额
北京	0.9512	0.5337	浙江	1.0679	0.5914	海南	1.0643	0.4929
天津	1.1223	0.6156	安徽	1.0333	0.5371	重庆	0.9793	0.5037
河北	1.0060	0.4873	福建	1.0134	0.5093	四川	0.9005	0.4945
山西	1.0040	0.5894	江西	0.9308	0.5147	贵州	0.8770	0.4599
内蒙古	1.2957	0.5618	山东	1.0068	0.5694	云南	0.9810	0.5229
辽宁	1.0772	0.5377	河南	1.0934	0.5249	陕西	0.9957	0.5512
吉林	0.8330	0.5093	湖北	0.9471	0.4957	甘肃	0.9900	0.4894
黑龙江	0.8691	0.5863	湖南	0.9889	0.4724	青海	0.9894	0.5160
上海	1.1273	0.6143	广东	0.9734	0.5259	宁夏	1.1336	0.4993
江苏	1.1678	0.5697	广西	0.9557	0.4211	新疆	0.9963	0.4793

资料来源:作者计算整理。

测算结果表明,2000—2014年,在266个考察的城市中,有103个资本—劳动替代弹性  $\varepsilon > 1$ , 比例为38.72%;有163个  $\varepsilon < 1$ , 比例为61.28%。分布图显示,有更多的城市分布在  $\varepsilon$  略小于1的位置。同时,从各省份的平均值看,有14个省份的要素替代弹性均值大于1,而其他省份的要素替代弹性均值则小于1。由此可见,中国有更多的城市以及更多的省份,呈现出要素互补型特征,在这一点上,与戴天仕和徐现祥(2010)、陈晓玲和连玉君(2013)以及邓明(2014)通过省级数据测算的结论相一致。对资本要素份额来说,在城市层面上,共有191个城市的  $\pi > 0.5$ , 占比为71.80%;有75个  $\pi < 0.5$ , 占比为28.20%;而在省份层面上,共有20个省份的资本要素份额大于50%、其余10个省份的资本要素份额小于50%。可见,大多数省份呈现出资本要素份额大于劳动要素份额的基本特征。

利用估计得到的资本—劳动要素替代弹性  $\varepsilon$  以及资本要素份额  $\pi$ , 可以进一步计算得到各城

市的资本增强型技术水平  $A_{Kt}$  和劳动增强型技术水平  $A_{Lt}$ ，将其代入式(14)即可得到中国城市的技术进步方向指数。图 2 给出了 2001、2007 与 2014 年中国 266 个城市的技术进步方向指数的分布状况。<sup>①</sup> 可以看出，在 2001 年时，有更多城市的技术进步方向指数  $D>0$ ，表明中国大部分城市的技术进步方向是偏向于资本的，这与戴天仕和徐现祥(2010)就全国层面探讨技术进步方向的结果基本一致；2007 年时，虽然  $D>0$  的城市数量仍占多数，但  $D<0$  的城市数量有所增加，表明已有一些城市的技术进步方向开始偏向劳动；截至 2014 年， $D<0$  的城市的比例已超过 50%，技术进步朝劳动偏向的特征更加明显了。表 2 列出了 2001—2014 年中国城市技术进步方向指数  $D>0$  与  $D<0$  的规模及其占比，可以清晰地观察到中国技术进步方向从偏向资本到偏向劳动的变化趋势。

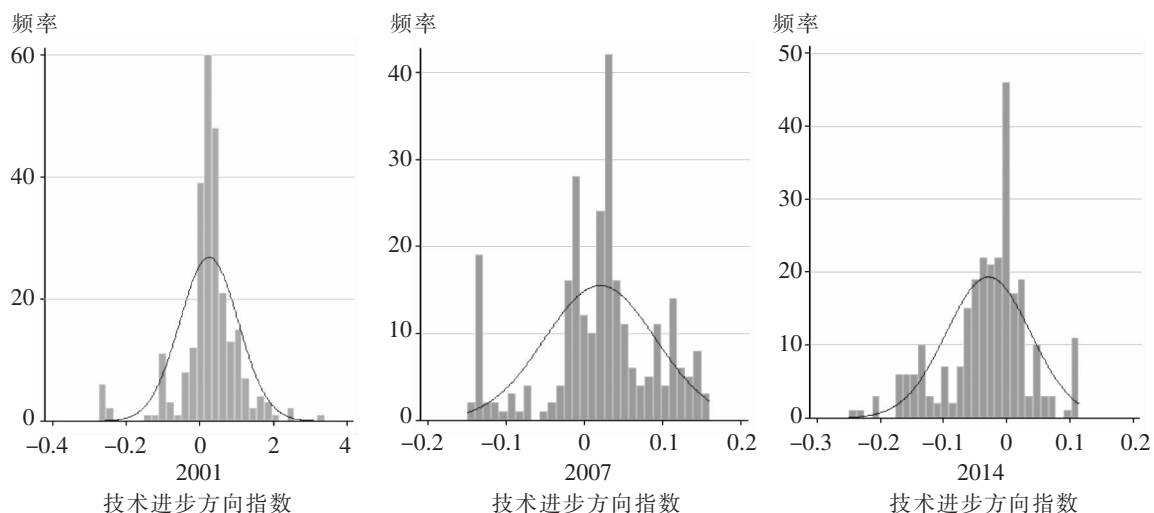


图 2 中国城市技术进步方向指数分布

资料来源：作者绘制。

表 2 中国各城市技术进步方向指数分布变化

年份		2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
D>0	规模	204	144	227	207	115	169	175
	占比(%)	76.69	54.14	85.34	77.82	43.23	63.53	65.79
D<0	规模	62	122	39	59	151	97	91
	占比(%)	23.31	45.86	14.66	22.18	56.77	36.47	34.21
年份		2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
D>0	规模	39	151	218	158	106	119	91
	占比(%)	14.66	56.77	81.95	59.40	39.85	44.74	34.21
D<0	规模	227	115	48	108	160	147	175
	占比(%)	85.34	43.23	18.05	40.60	60.15	55.26	65.79

资料来源：作者计算整理。

① 由于计算技术进步方向指数需要利用当年和前一年的数据，因此利用 2000—2014 年的数据仅能计算 2001—2014 年的技术进步方向指数，2001—2014 年各城市的全部技术进步方向指数的数据详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。



本文将以中国经济发展中心城市北京、上海和广州作为技术进步方向的扩散源,来考察是否存在这三个城市的技术进步方向对其他城市的扩散效应。图3给出了北京、上海、广州这三个中国经济最发达城市的技术进步方向指数的变动情况。可以看出,北京近年来的技术进步方向总体向劳动偏向,但仍有5个年份的技术进步方向指数  $D > 0$ ,表明北京的技术进步方向还未稳定地偏向劳动。而上海与广州的技术进步方向都存在着一个明显的从偏向资本向偏向劳动的转变趋势,上海是从2004年开始,而广州是从2003年开始。当然,上海的这一转变持续性特征明显,2004年开始转向之后,除了2007年  $D > 0$ 外,其余年份均呈现  $D < 0$ 的特征;而广州虽然从2003年开始转向,但转变的“幅度”并不大,除2008、2009、2011、2013、2014年  $D < 0$ 外,其余年份均呈现  $D > 0$ ,可见广州总体上并未改变技术进步方向朝资本偏向的特征。从图中还可以看到北京、上海、广州这三大城市一个共同的变化特征,这就是从2012年开始,该三个城市均出现技术进步方向朝资本偏向的“反转”,尤其以广州最为明显。这是否与最近几年开始出现“用工荒”、东南沿海开始用机器替代人力的现象有关呢?这还有待进一步的观察。本文将在下文实证分析北京、上海、广州这三大经济发达城市的技术进步方向对其他城市技术进步偏向性可能产生的扩散性影响。

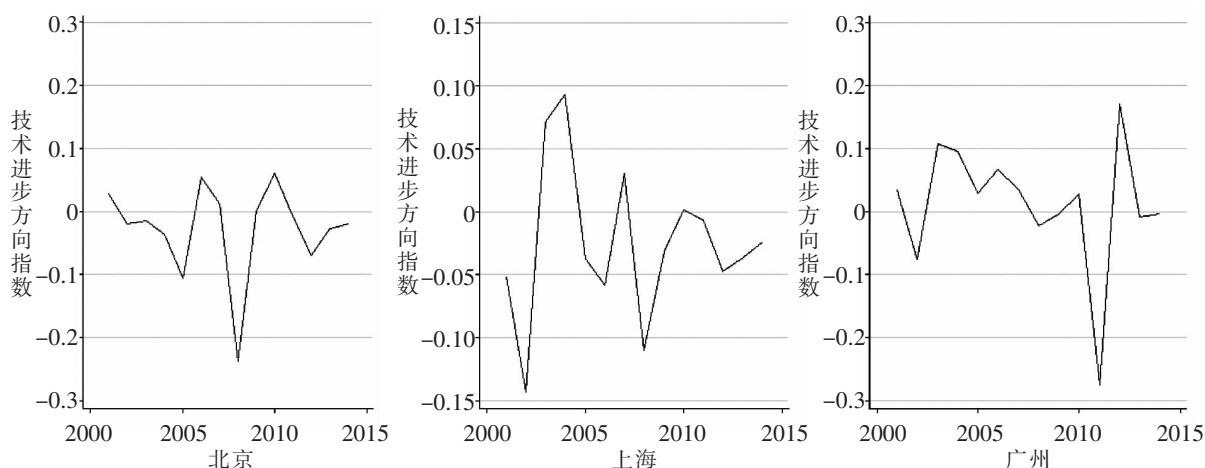


图3 2001—2014年北京、上海、广州技术进步方向指数变化趋势

资料来源:作者绘制。

## 2. 北京、上海、广州技术进步方向的扩散效应

Keller(2002)在其对OECD国家的中性技术进步扩散过程的研究中发现,技术的扩散与地理距离有显著相关性;舒元和才国伟(2007)利用中国1980—2004年的数据,也发现中国的中性技术进步扩散作用会随着地理距离的扩大而衰减。本文在理论模型推导中也指出,要素增强型技术存在扩散,而技术进步偏向性的扩散本质上是基于要素增强型技术的扩散。因此,本文在考虑技术进步偏向性的扩散作用时,同样也考虑了扩散源与接收地区之间地理距离可能存在的影响。本文实证分析的研究视角选择的是中国的城市,参照舒元和才国伟(2007)的设定,以中国经济发展中心城市北京、上海和广州作为技术进步方向的扩散源,其他城市作为来自这三个城市的技术接收地区,也即技术进步偏向性的受影响地区。基于此,设定如下用于检验技术进步方向扩散效应的回归模型:

$$D_{it} = \alpha_i + \gamma_B D_{Bt} e^{\sigma \times dis_{itB}} + \gamma_S D_{St} e^{\sigma \times dis_{itS}} + \gamma_G D_{Gt} e^{\sigma \times dis_{itG}} + \beta X_{it} + \mu_{it} \quad (20)$$

其中,  $D_{it}$  是技术接收城市在年份  $t$  的技术进步方向指数;  $D_{Bt}$ 、 $D_{St}$ 、 $D_{Gt}$  分别代表北京、上海、广州三个技术扩散城市的技术进步方向指数;  $dis_{iB}$ 、 $dis_{iS}$ 、 $dis_{iG}$  是技术接收城市所在省会到北京、上海、广州的直线距离, 单位为 1000 千米;  $X_{it}$  是影响技术接收城市技术进步偏向性的其他因素,  $\alpha_i$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 、 $\sigma$  为待估计的参数。其中,  $\gamma_B$ 、 $\gamma_S$  和  $\gamma_G$  用来检验北京、上海、广州三个城市各自的技术进步方向扩散效应的显著性,  $\sigma$  用来度量扩散作用随地理距离的衰减作用。利用该回归模型, 本文一方面可以检验理论模型中提出的技术进步偏向性的扩散作用是否存在, 另一方面可以验证该扩散作用是否受地理距离的影响。如果  $\gamma > 0$  且  $\sigma < 0$  显著成立, 则说明技术进步偏向性在市区间存在扩散作用, 且扩散作用随着市区间地理距离的增大而衰减; 如果  $\gamma > 0$  但  $\sigma$  不显著, 则说明技术进步偏向性在城市间虽然存在扩散作用, 但并不随城市间地理距离的增大而衰减; 如果  $\gamma$  不显著, 则说明技术进步偏向性在城市间不存在扩散效应。

对于各技术接收地区技术进步偏向性的其他影响因素, 戴杰(2012)认为自主研发、技术引进、市场结构等指标可能对技术进步偏向性造成影响; 易信和刘凤良(2013)认为政府对市场的干预程度、要素市场扭曲程度、国际贸易、要素边际产出比等因素对技术进步偏向性存在影响; 邓明(2014)认为要素市场价格扭曲、人口年龄结构、对外开放程度、研发投入等因素可能对技术进步偏向性产生影响。综合考虑现有的研究成果以及数据的可获得性, 本文具体引入如下控制变量: ①地区生产总值( $\ln GDP$ ), 采用目标城市地区生产总值的自然对数进行衡量。②技术引进( $FDI$ ), 用实际利用外商直接投资额与当年 GDP 的比值来度量。③人力资本存量( $Educ$ ), 采用目标城市所在省份非文盲人口占地区总人口的比率作衡量指标。④要素市场价格扭曲( $PrK$  和  $PrL$ ), 利用目标城市所在省份要素边际产出与要素市场价格的比值来衡量。要素边际产出参考盛仕斌和徐海(1999)的方法, 并利用 CES 生产函数取代其文中利用的 C-D 生产函数计算得出; 要素市场价格分为工资率和资本租金率, 工资率用劳动者报酬除以就业人数计算得出, 资本租金率用 GDP 与劳动者报酬的差值除以资本存量得到。⑤市场结构( $Indus$  和  $Serv$ ), 分别采用第二产业和第三产业占当年 GDP 的比重来衡量。

上述变量所使用的基础数据均取自各年份的《中国城市统计年鉴》, 考虑到实际数据的可得性以及统计口径的一致性, 本文采用的数据集为 2001—2014 年中国 266 个城市的面板数据。除此之外, 模型中还添加了城市所在省份的哑变量以控制与地区相关的其他因素的影响。表 3 给出了模型中相关变量的描述统计。

表 3 变量的描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
$D$	3360	0.0180	0.1615	-1.7744	1.8683
$\ln GDP$	3360	15.7800	1.0075	12.6717	18.8908
$FDI$	3360	0.0034	0.0037	$7.05 \times 10^{-6}$	0.0575
$Educ$	3360	92.6376	3.9347	74.5600	98.2200
$PrK$	3360	0.4336	0.5389	0.0180	3.4638
$PrL$	3360	2.3217	1.1392	0.1689	5.4863
$Indus$	3360	48.6672	10.3823	15.7000	88.6900
$Serv$	3360	36.1714	7.6244	9.2400	74.8500

资料来源:作者计算整理。

本文用来检验北京、上海、广州三大经济中心城市技术进步方向对中国各城市技术进步方向影响的计量模型为式(20),为了对该非线性模型进行回归,本文采用非线性最小二乘(NLS)法,其中参数 $\gamma_B$ 、 $\gamma_S$ 、 $\gamma_G$ 的初始值取1,其他待估计参数的初始值均取0。回归结果见表4的第(1)、(2)栏。

表4 技术进步方向扩散效应的回归结果

模型	非线性模型最小二乘估计		线性面板模型估计	
	(1)	(2)	(3) 固定效应	(4) 随机效应
$\sigma$	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)		
$\gamma_B$	0.6570*** (0.0723)	0.6097*** (0.0678)	0.5264*** (0.0395)	0.5335*** (0.0382)
$\gamma_S$	0.4667*** (0.0648)	0.5752*** (0.0696)	0.4442*** (0.0470)	0.5268*** (0.0469)
$\gamma_G$	0.1385*** (0.0331)	0.1553*** (0.0346)	0.0969*** (0.0271)	0.1274*** (0.0272)
<i>FDI</i>	1.3739* (0.8221)	1.5688** (0.7265)	0.9044 (1.1288)	1.5953** (0.7263)
<i>Educ</i>	-0.0039*** (0.0012)	-0.0007 (0.0007)	0.0021 (0.0017)	-0.0006 (0.0007)
<i>PrK</i>	-0.3765*** (0.0297)	0.0083 (0.0064)	-0.3684*** (0.0305)	0.0076 (0.0064)
<i>PrL</i>	0.0403*** (0.0087)	0.0044 (0.0030)	0.0532*** (0.0093)	0.0041 (0.0030)
<i>Indus</i>	-0.0003 (0.0004)	-0.0005 (0.0003)	-0.0008 (0.0010)	-0.0005 (0.0003)
<i>Serv</i>	-0.0001 (0.0005)	-0.0010** (0.0005)	-0.0008 (0.0012)	-0.0010** (0.0005)
<i>lnGDP</i>	-0.0126*** (0.0041)	-0.0120*** (0.0033)	-0.0463*** (0.0090)	-0.0125*** (0.0033)
常数项	0.7092*** (0.1025)	0.3355*** (0.0658)	0.6757*** (0.0971)	0.3405*** (0.0658)
区域哑变量	有	无	有	无
N	3360	3360	3360	3360
Hausman 检验			246.35 [0.0000]	

注:圆括号中数据为标准误,方括号中数据为检验统计量对应的伴随概率P值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著,下表同。

资料来源:作者计算整理。

从表 4 第(1)和(2)栏可以看出, 无论是否添加区域哑变量,  $\gamma_B$ 、 $\gamma_S$ 、 $\gamma_G$  均大于零, 并在 1% 的水平上显著, 而  $\sigma$  并不显著。回归结果表明, 就全国层面来看, 中国的确存在从北京、上海、广州等发达城市向其他城市的技术进步偏向性的扩散效应。但  $\sigma$  未通过 10% 显著性水平下的检验, 说明在本文考察的 2001—2014 年的时间段里, 三大扩散源技术进步方向的扩散效应并不随着城市间地理距离的增大而衰减。

由于实证结果并不支持 2001 年以来, 北京、上海、广州技术进步方向的扩散效应随城市间地理距离的增大而衰减的假设, 因此, 本文的后续分析将采用剔除刻画城市间距离变量后的更为简单的线性回归模型:

$$D_{it} = \alpha_i + \gamma_B D_{Bt} + \gamma_S D_{St} + \gamma_G D_{Gt} + \beta X_{it} + \mu_{it} \quad (21)$$

表 4 第(3)和第(4)栏给出了基于线性回归模型(21)式分别采用固定效应与随机效应估计方法得到的估计结果。可以看到, 无论是采用固定效应估计还是采用随机效应估计,  $\gamma_B$ 、 $\gamma_S$ 、 $\gamma_G$  均大于 0, 并在 1% 的水平下显著, 这与表 4 第(1)和(2)栏的结论一致, 进一步验证了非线性回归结果的稳健性, 也再次印证了中国存在北京、上海、广州的技术进步偏向性向其他城市的扩散效应。当然, 对简化的线性回归模型而言, Hausman 检验显示, 在 1% 的显著性水平下, 拒绝参数的固定效应估计与随机效应估计无差异的假设, 意味着采用固定效应方法估计的参数更具有有一致性。因此, 本文对其他变量的分析将更多地基于表 4 第(3)栏的估计结果。

在控制变量方面, 资本市场价格扭曲  $PrK$  对技术进步偏向性存在负向的影响, 且在 1% 水平下显著, 表明资本的边际产出高于其租金率的程度越大, 技术进步方向越偏向于劳动。事实上, 这正是中国资本市场价格扭曲的一种体现, 即企业在面临低资本价格、高劳动力价格时, 更倾向于采用偏向劳动力的技术(李文溥和李静, 2011; 邓明, 2014)。当然, 资本市场扭曲一定会降低生产效率(Song and Wu, 2014)。此外, 劳动市场价格扭曲  $PrL$  对技术进步偏向性存在着显著的正向影响, 表明劳动的边际产出高于其工资率的程度越大, 技术进步方向越偏向于资本。 $\ln GDP$  对技术进步偏向性在 1% 水平上存在着显著的负向影响, 表明经济越发达的地区, 技术进步更偏向于劳动, 这与前文中发现的中国技术进步方向在近年来逐渐向劳动偏向的趋势相吻合。当然, 近些年来, 技术引进、人力资本的变化以及市场结构的变动均未对各城市技术进步的偏向性产生显著的影响。

### 3. 进一步讨论

上文的实证分析表明, 中国各城市的技术进步方向确实受到了北京、上海、广州三个技术扩散源技术进步方向的影响。而理论模型也指出: 技术进步方向的扩散, 本质上是由于资本增强型技术和劳动增强型技术各自扩散导致的结果。为此, 这里分别对资本增强型技术和劳动增强型技术的扩散效应做进一步的考证, 所采用的回归模型为:

$$A_{Kt} = \alpha_i + \gamma_B A_{KBt} + \gamma_S A_{KS_t} + \gamma_G A_{KG_t} + \beta X_{it} + \mu_{it} \quad (22)$$

$$A_{Lt} = \alpha_i + \gamma_B A_{LBt} + \gamma_S A_{LS_t} + \gamma_G A_{LG_t} + \beta X_{it} + \mu_{it} \quad (23)$$

因变量  $A_K$  和  $A_L$  可以利用式(16)计算得出, 其他控制变量均与式(21)无差别。由于关注的是单一要素增强型技术的扩散, 因此衡量要素市场价格扭曲的控制变量, 在式(22)中仅添加了  $PrK$ , 在式(23)中仅添加了  $PrL$ 。从式(16)中可以看出,  $A_K$  和  $A_L$  与要素替代弹性  $\varepsilon$  密切相关, 而在  $\varepsilon$  接近 1 时, 很可能导致  $A_K$  和  $A_L$  出现极大或极小的异常值, 为了避免这部分较少的异常数据对回归结果

造成较大影响,本文在回归中剔除了部分异常值<sup>①</sup>。回归结果如表 5 所示。

表 5 显示,无论是资本增强型技术的扩散、还是劳动增强型技术的扩散,Hausman 检验显示,固

表 5 要素增强型技术扩散效应的回归结果

	$A_K$		$A_L$	
	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应
	(1)	(2)	(3)	(4)
$A_{KB}$	0.0337** (0.0145)	-0.0267*** (0.0098)		
$A_{KS}$	0.4585*** (0.1304)	0.2152* (0.1235)		
$A_{KG}$	0.1388*** (0.0460)	0.0022 (0.0387)		
$A_{LB}$			0.0236 (0.1176)	-0.1877* (0.0967)
$A_{LS}$			0.2875*** (0.0907)	0.3367*** (0.0702)
$A_{LG}$			0.0269 (0.0203)	0.0303 (0.0199)
$FDI$	-23.8399*** (6.1167)	-12.9664*** (4.8812)	260.6839 (374.1009)	125.1793 (335.5412)
$Educ$	0.0140 (0.0090)	0.0078 (0.0059)	0.1567 (0.5026)	0.6307 (0.4076)
$PrK$	0.9248*** (0.1687)	-0.1078*** (0.0416)		
$PrL$			14.1566*** (3.1842)	6.8824*** (1.6603)
$Indus$	-0.0024 (0.0058)	-0.0027 (0.0029)	0.2973 (0.3352)	0.1175 (0.2248)
$Serv$	0.0051 (0.0070)	0.0016 (0.0036)	-0.2653 (0.4034)	-0.4164 (0.2775)
$\ln GDP$	-0.3546*** (0.0773)	0.0292 (0.0310)	5.4413 (5.0676)	-0.3656 (2.6722)
常数项	4.1490*** (1.1135)	-0.2536 (0.6216)	-1.1e+02 (70.3352)	-24.4554 (46.4196)
N	2621	2621	2621	2621
Hausman 检验	78.56 [0.0000]		17.89 [0.0065]	

资料来源:作者计算整理。

① 采取上、下等分位点的方式剔除了等量样本。



定效应估计比随机效应估计更具一致性。为此,下面的分析针对固定效应估计展开。

对资本增强型技术的扩散效应而言,根据固定效应估计结果, $A_{KB}$ 、 $A_{KS}$ 和 $A_{KG}$ 的参数估计均显著大于0,表明北京、上海、广州均存在对其他城市的资本增强型技术的扩散效应。从控制变量看,变量 $P_rK$ 对资本增强型技术存在正向的影响,且在1%水平下显著,表明资本越廉价,厂商越愿意采用更多资本要素,进而更愿意研发与资本相关的技术;变量 $\ln GDP$ 对资本增强型技术在1%水平上存在负向影响,说明经济发展将会抑制资本增强型技术的发展;而 $FDI$ 的增加也会对资本增强型技术产生显著的负向影响。除此之外,其他控制变量并不显著。

而对劳动增强型技术的扩散来说,固定效应估计结果表明, $A_{LS}$ 前的参数估计显著大于0,但 $A_{LB}$ 和 $A_{LG}$ 的参数估计均不显著,意味着劳动增强型技术,存在着上海对其他各城市的扩散效应,但北京和广州的扩散效应不显著。从控制变量看,代表劳动要素市场价格扭曲的 $P_rL$ 对劳动增强型技术存在正向的影响,且在1%水平下显著,表明劳动价格被低估的程度越大,越将促进劳动增强型技术的发展,这同样与研发资金逐利的本质相符合:劳动力越便宜,厂商将会更多地使用该要素,从而会研发更多的提升劳动生产效率的技术。除此之外,其他控制变量并不显著。

通过进一步对资本增强型技术 $A_K$ 和劳动增强型技术 $A_L$ 扩散效应的研究,本文发现技术进步方向的扩散效应可能更多地是通过资本增强型技术和劳动增强型技术的扩散来实现的。表5中的回归结果表明,北京、上海、广州均通过 $A_K$ 的扩散作用对各城市的技术进步方向产生影响,而上海对各城市技术进步方向的影响渠道还包括了劳动增强型技术 $A_L$ 的扩散。本文在对图3的观察中已提到,在2001—2014年的时间段,上海只有3个年份呈现向资本偏向的技术进步特征,其余年份技术进步方向均是偏向劳动的,这一特征也在上海对其他城市的劳动增强型技术扩散中呈现了出来。这意味着,由于上海近年来技术进步方向存在朝着劳动偏向的转变,已使得上海呈现出了劳动增强型技术扩散的特征。

#### 四、结论

要素收入分配是中国经济发展过程中的一个敏感议题,技术进步偏向性在要素收入分配中发挥着重要作用。改革开放的30多年里,中国的要素收入分配总体上偏向于资本,这与中国技术进步方向长期偏向于资本的特征密不可分(黄先海和徐圣,2009;姚毓春等,2014;张月玲和叶阿忠,2014)。那么,哪些因素影响中国的技术进步方向呢?本文在开放经济这一更符合现实的视角下,建立了一个包含发达经济体和欠发达经济体的二元经济系统,以考察技术进步偏向性可能存在的空间扩散效应,为中国技术进步方向的变动提供一个新的解释视角。理论研究表明,如果存在着发达经济体的资本增强型技术和劳动增强型技术向欠发达经济体的扩散特征的话,技术进步方向也会呈现出从发达经济体向欠发达经济体的扩散效应。

本文选取了北京、上海、广州三个经济发达城市,实证分析2001—2014年间该三大城市的技术进步方向对中国其他各城市的扩散效应。本文利用“标准化供给面系统”方法对中国各城市的技术进步方向指数进行了估算,并通过建立计量模型,实证检验北京、上海、广州三个发达城市技术进步偏向性对其他城市技术进步方向的扩散性影响。实证结果表明,北京、上海和广州的技术进步偏向性对其他城市的技术进步方向存在正向的影响,表明中国确实存在北京、上海和广州这三大经济发达城市的技术进步方向朝其他城市的扩散效应。

本文进一步从技术溢出的更底层的视角,考察了技术进步方向的溢出性影响是否是基于要素

增强型技术的溢出这一渠道的。实证分析表明,存在着北京、上海和广州的资本增强型技术对各城市的扩散效应,同时,也存在着上海的劳动增强型技术对各城市的扩散效应。这一实证结果不仅反过来验证了理论模型的相关假设,也进一步解释了技术进步方向存在着扩散效应的机制。

过去30年来,中国的劳动收入份额在波动中趋于下降一度成为人们关注的焦点,技术进步方向长期偏向于资本是一个不容忽视的原因。为了抑制要素收入分配中劳动的份额进一步下降,政府需要关注技术进步的偏向性。本研究的一个启示在于:除了直接影响各城市技术进步偏向性的因素外,北京、上海和广州三个经济中心的技术进步的偏向性也会对各城市的技术进步偏向性产生影响。值得欣慰的是,北京、上海等经济发达城市已呈现技术进步方向朝劳动偏向的转变趋势,尤其对上海来说,技术进步方向的劳动偏向性特征更加明显。在技术进步方向存在着由北京、上海等经济发达城市向其他欠发达城市的扩散效应的情况下,已有越来越多的城市的技术进步方向开始向偏向劳动的方向转变。当然,目前广州市的技术进步方向仍然呈现资本偏向型,但向劳动偏向的势头也已开始。如果中国大部分城市的技术进步方向开始呈现劳动偏向型,则劳动收入份额先下降、后上升的U型演变特征也将在中国呈现出来。<sup>①</sup>

需要说明的是,虽然本文只考察了北京、上海、广州这3个经济最发达城市的技术进步方向对其他城市的扩散效应,但由于中国地域广阔,一定存在着不同地区的差异性特征。比如,一个省的省会城市的技术进步方向对该省其他城市的技术进步方向的影响是否更为强烈呢?尤其对西部地区的各城市来说,来自省会等省级中心城市的扩散效应是否比来自北京、上海、广州的扩散效应更大?这些都是更细致、需要进一步关注的问题,将在后续研究中涉猎。

此外,本文尽管揭示了资本增强型技术以及劳动增强型技术的扩散是技术进步方向扩散的两个渠道,但并未进一步揭示要素增强型技术扩散的更深层次的原因,比如,要素在不同城市间的流动、技术市场的交易繁荣程度、政府对要素流动的管制程度等,都可能成为影响资本增强型技术或劳动增强型技术区域间扩散的更深层的因素,这也将是下一步的研究方向。

#### [参考文献]

- [1]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),2013,11(4):93-118.
- [2]戴杰.我国的技术进步偏向性及其影响因素分析[D].吉林大学硕士学位论文,2012.
- [3]戴天仕,徐现祥.中国的技术进步方向[J].世界经济,2010,(11):54-70.
- [4]邓明.人口年龄结构与中国省际技术进步方向[J].经济研究,2014,(3):130-143.
- [5]傅晓霞,吴利学.技术差距、创新环境与企业自主研发强度[J].世界经济,2012,(7):101-122.
- [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]李稻葵,刘霖林,王红领.GDP中劳动份额演变的U型规律[J].经济研究,2009,(1):70-82.
- [8]李俊霖.初次分配中要素收入份额研究综述[J].湖北经济学院学报,2009,(5):42-47.
- [9]李文溥,李静.要素比价扭曲、过度资本深化与劳动报酬比重下降[J].学术月刊,2011,(2):68-77.
- [10]吕冰洋,郭庆旺.中国要素收入分配的测算[J].经济研究,2012,(10):27-40.

<sup>①</sup> 李稻葵等(2009)的研究发现,在世界各国的经济发展过程中,在初次分配中劳动份额的变化趋势呈现U型规律,即劳动份额先下降后上升,并指出中国初次分配中劳动份额的变动趋势是基本符合这一规律的,中国经济在未来若干年内初次分配中劳动份额可能进入上升通道。王林辉等(2015)的研究发现,中国多数地区处于U型走势左侧,只有部分地区进入到劳动收入份额上升通道。

- [11]潘士远. 最优专利制度、技术进步方向与工资不平等[J]. 经济研究, 2008,(1):127-136.
- [12]沈健. 中国要素替代弹性与有偏技术进步[D]. 南京大学硕士学位论文, 2013.
- [13]盛仕斌,徐海. 要素价格扭曲的就业效应研究[J]. 经济研究, 1999,(5):66-72.
- [14]舒元,才国伟. 我国省际技术进步及其空间扩散分析[J]. 经济研究, 2007,(6):106-118.
- [15]Song M. Z., Wu L. G.识别资本市场扭曲[J]. 经济学报, 2014,(2):1-41.
- [16]王华,祝树金,赖明勇. 技术差距的门槛与 FDI 技术溢出的非线性——理论模型及中国企业的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2012,(4):3-18.
- [17]王林辉,赵景,李金城. 劳动收入份额“U形”演变规律的新解释:要素禀赋结构与技术进步方向的视角[J]. 财经研究, 2015,(10):17-29.
- [18]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):44-56.
- [19]易信,刘凤良. 中国技术进步偏向资本的原因探析[J]. 上海经济研究, 2013,(10):13-21.
- [20]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.
- [21]张莉,李捷瑜,徐现祥. 国际贸易、偏向型技术进步与要素收入分配[J]. 经济学(季刊), 2012,11(2):409-428.
- [22]张月玲,叶阿忠. 中国的技术进步方向与技术选择——基于要素替代弹性分析的经验研究[J]. 产业经济研究, 2014,(1):92-102.
- [23]Acemoglu, D. Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality[J]. Quarterly Journal of Economics, 1998,113(4):1055-1089.
- [24]Acemoglu, D. Directed Technical Change[J]. Review of Economic Studies, 2002,69(4):781-809.
- [25]Acemoglu, D. Labor- and Capital-Augmenting Technical Change [J]. Journal of the European Economic Association, 2003,1(1):1-37.
- [26]Acemoglu, D. Equilibrium Bias of Technology[J]. Econometrica, 2007,75(5):1371-1409.
- [27]Acemoglu, D., and F. Zilibotti. Productivity Differences[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2001,116(2):563-606.
- [28]Berndt, E. R. Reconciling Alternative Estimates of the Elasticity of Substitution [J]. The Review of Economics and Statistics, 1976,58(1):59-68.
- [29]Blanchard, O. J., W. D. Nordhaus, and E. S. Phelps. The Medium Run [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1997,28(2):89-158.
- [30]Findlay, R. Relative Backwardness, Direct Foreign Investment, and the Transfer of Technology: A Simple Dynamic Model[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1978,92(1):1-16.
- [31]Gancia, G., and F. Zilibotti. Technological Change and the Wealth of Nations [J]. Annual Review of Economics, 2009,1(1):93-120.
- [32]Hicks, J. R. Theory of Wages[M]. London: Macmillan, 1932.
- [33]Jalava, J., M. Pohjola, A. Ripatti, and J. Vilminen. Biased Technical Change and Capital-Labour Substitution in Finland, 1902—2003[J]. B. E. Journal of Macroeconomics; Topics in Macroeconomics, 2006,6(1):1-20.
- [34]Ji, L. Rethinking Directed Technical Change with Endogenous Market Structure [R]. OFCE Sciences-Po and SKEMA Business School, 2014.
- [35]Kaldor, N. Capital Accumulation and Economic Growth[M]. London: Macmillan, 1961.
- [36]Keller, W. Geographic Localization of International Technology Diffusion [J]. American Economic Review, 2002,92(1):120-142.
- [37]Keller, W. International Technology Diffusion[J]. Journal of Economic Literature, 2004,42(3):752-782.
- [38]Kennedy, C. Induced Bias in Innovation and the Theory of Distribution [J]. Economic Journal, 1964,74(295):541-547.

- [39]Kiley, M. T. The Supply of Skilled Labour and Skill-Biased Technological Progress [J]. *The Economic Journal*, 1999,109(458):708-724.
- [40]Klump, R., P. Mcadam, and A. Willman. 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(1):183-192.
- [41]Klump, R., P. Mcadam, and A. Willman. Unwrapping Some Euro Area Growth Puzzles: Factor Substitution, Productivity and Unemployment[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2008,30(2):645-666.
- [42]Kokko, A. Technology, Market Characteristics, and Spillovers [J]. *Journal of Development Economics*, 1994,43(2):279-293.
- [43]León-Ledesma, M. A.,P. McAdam, and A. Willman. Identifying the Elasticity of Substitution with Biased Technical Change[J]. *American Economic Review*, 2010,100(4):1330-1357.
- [44]Morita, T., and R. Sato. Quantity or Quality: The Impact of Labour Saving Innovation on U.S. and Japanese Growth Rates, 1960—2004[J]. *Japanese Economic Review*, 2009,60(4):407-434.
- [45]Perez, T. Multinational Enterprises and Technological Spillovers: An Evolutionary Model [J]. *Journal of Evolutionary Economics*, 1997,7(2):169-192.
- [46]Poterba, J. M. The Rate of Return to Corporate Capital and Factor Shares: New Estimates Using Revised National Income Accounts and Capital Stock Data[R]. NBER Working Paper, 1997.
- [47]Ripatti, A., and J. Vilminen. Declining Labour Share—Evidence of a Change in the Underlying Production Technology[R]. Bank of Finland Discussion Papers, 2001.
- [48]Wang, J. Y., and M. Blomström. Foreign Investment and Technology Transfer: A Simple Model [J]. *European Economic Review*, 1992,36(1):137-155.

## The Effect of Spatial Diffusion of Directed Technical Change in China

PAN Wen-qing, WU Tian-ying, HU Xiao

(School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China)

**Abstract:** By constructing a theoretical model, this paper proposes the hypothesis that when the factor enhanced technology diffuses from developed areas to developing areas, there are diffusion effects of directed technical change from developed areas to developing areas. Based on the empirical data of 266 Chinese cities, this paper measures the directions of technical change of these cities, and analyses the diffusion effects from three developed cities (i.e. Beijing, Shanghai and Guangzhou) to other Chinese cities empirically. This research finds that the directed technical change of Beijing, Shanghai and Guangzhou has significantly influence on the directed technical change of other cities. This paper also indicates that the diffusion effects of the capital enhanced technology from Beijing, Shanghai and Guangzhou are existed, and the labor enhanced technology of Shanghai will diffuse to other cities. The empirical study provides support to the hypothesis in the theoretical model, and indicates the mechanism of the diffusion effects of directed technical change.

**Key Words:** factor enhanced technology; directed technical change; diffusion effects

**JEL Classification:** O33 O47 H80

[责任编辑:姚鹏]