

中国区域偏向型技术进步趋势及其影响因素研究

李小平 牛晓迪

摘 要 促使中国各区域偏向型技术进步与其生产要素禀赋相适应,对增强我国经济质量优势起到至关重要的作用。1999—2014 年间,中国技术进步均呈现出偏向型特征。具体说来,中国技术进步总体偏向于资本要素;进口贸易和出口贸易对偏向型技术进步的影响存在差异,进口贸易对偏向型技术进步的显著性弱于出口贸易;外商直接投资的增加和产业结构的优化可以有效地促进中国区域偏向型技术进步。为了提升中国技术进步,促进中国经济发展,中国政府应充分了解各地区的差异,因地制宜地制定相关政策,提高当地能源利用效率。

关键词 偏向型技术进步;数据包络分析法;Malmquist 指数

中图分类号 F124.3 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2019)05-0148-13

基金项目 国家社会科学基金重大项目(18ZDA038);中南财经政法大学研究生创新教育计划(2018010316;2018030302)

中国当前正处在转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期,经济由高速增长阶段向高质量发展阶段进行转变。促使中国各区域偏向型技术进步与其生产要素禀赋相适应,对增强我国经济质量优势有至关重要的作用。增长理论强调技术进步是经济长期增长的源泉,仅依靠增加生产要素的投入来实现经济的持续增长是不现实的。

一、引言

随着对内生经济增长理论的不断深入研究,经济学家们开始意识到中性的技术进步假设与现实生活中的经济现象并不相符,因为企业在其生产过程中的技术创新活动都不是盲目进行的,而是具有目的性的,从而导致技术进步存在偏向特征。有学者使用垂直型技术创新的内生经济增长模型,首次描述了偏向型技术进步的影响因素及其内生过程,并最终计算出了各要素之间的替代弹性^[1](P1055-1089)。这一理论发现厘清了任意两种要素的偏向型技术进步的内在机制^[2](P781-809),清晰地展示出偏向型技术进步的微观基础,使得经济学界开始重视对偏向型技术进步的研究,并将其拓展到宏观经济学、发展经济学以及国际贸易等领域。在国内,一些学者分别实证了我国存在资本偏向型技术进步^[3](P54-70)^[4](P115-127)^[5](P115-131)^[6](P82-96)。

一般而言,技术进步难以被直接度量。通过偏向型技术进步的定義可知,偏向型技术进步将使各要素间的边际替代率发生变化,所以并不适合采用传统的技术进步测算方法。目前,经济学家们在测度偏向型技术进步时,常采用标准化供给面系统法、数据包络分析法、随机前沿分析法等方法。运用标准化供给面系统法进行测算时,大部分文献都是选取较长的一段时间。但是,目前中国正处于高速发展时期,而生产函数假设替代弹性不变(CES),当选取的考察期限较长时,替代弹性在期间内可能会发生较大变化,对研究结果造成影响。此外,超越对数生产函数由于参数过多则必然会反映出显著的多重共线性特征,为获取更有效性的参数估计结果而采用的岭回归方法,也会适度牺牲参数估计量的无偏性。因

此,笔者使用资本、劳动以及能源三种投入要素^[7](P119-127),采用数据包络分析法对中国省级偏向型技术进步进行测算,在此基础上,结合科学的识别方法对偏向型技术进步的类型进行识别,并对中国区域偏向型技术进步的影响因素进行研究。

与现有研究相比,笔者的主要贡献概括为以下两个方面:首先是偏向型技术进步的测度,即使用数据包络分析方法测量偏向型技术进步。该方法相对于标准化供给面系统法和随机前沿分析法来说,具有形式简单,且无需对生产函数的具体形式及分布做出假设,避免了较强的理论约束等优点,同时该测量方法采用基础数据也会使后续的计量研究更加准确,结论更具有说服力。其次是分析样本的选择。中国幅员辽阔,各个地区之间的资源禀赋、文化教育、经济发展差异巨大,若统一而论,很难发现其各自特点,无法因地制宜地制定合理的相关政策。把研究对象细化为省级行政单位,使用资本、劳动以及能源三种投入要素对中国区域偏向型技术进步进行综合测度,从技术进步对生产率增进的角度来考察其是否偏向于节约能源。同时,关于偏向型技术进步影响因素的研究较少,而只有明确这些影响因素,才能更好地利用这些因素来影响偏向型技术进步,进而实现一系列政策目标,这也是本文需要研究的重点。

二、中国区域偏向型技术进步的测算和判别方法

借鉴已有研究^[8](P274-287)的思路,笔者构建非径向、非导向的且基于松弛方向性距离函数,然后根据 Färe 等的方法^[7](P119-127)对 Malmquist 指数进行测算和分解,将 Malmquist 指数分解为效率变化指数和技术变化指数,并将技术变化指数进一步地分解为中性技术进步指数和偏向型技术进步指数。

(一) 偏向型技术进步指数的测算方法

首先,构造出生产可能性集,将每一个省视为一个生产决策单位(DMU),构建最佳生产实践边界。参考 Färe^[9](P1055-1066)的思路,假定每一个省份利用 N 种投入要素 $x = (x_1, \dots, x_N \in R_N^+)$,生产出 M 种产出 $y = (y_1, \dots, y_M \in R_M^+)$ 。设每个时期为 $t = 1, 2, \dots, T$,每个省份为 $k = 1, 2, \dots, K$,则用 $(x^{k,t}, y^{k,t})$ 表示 k 省在 t 时期的投入和产出量。当期生产可能性集可表示为式(1),其中 z_k^t 为每个横截面观察值的权重,如果 $\sum_{k=1}^K z_k^t = 0$, 并且 $z_k^t \geq 0$, 表示规模报酬可变;如果 $z_k^t \geq 0$, 则表示规模报酬不变。公式(1)如下:

$$P^t = \{(x^t, y^t) : \sum_{k=1}^K z_k^t x_{kn}^t \leq x_{kn}^t, \forall n; \sum_{k=1}^K z_k^t y_{km}^t \geq y_{km}^t, \forall m; \sum_{k=1}^K z_k^t = 1, z_k^t \geq 0, \forall k\} \quad (1)$$

其次,把全域 SBM 方向性距离函数定义为:

$$D(x^{t,k}, y^{t,k}, g^x, g^y) = \left(\max_{S^x, S^y} \right) \frac{\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{S_n^x}{g_n^x} + \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \frac{S_m^y}{g_m^y}}{2} s.t. \begin{cases} \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t x_{kn}^t + S_n^x = x_{k'n}^t, \forall n \\ \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t y_{km}^t - S_m^y = y_{k'm}^t, \forall m \\ \sum_{k=1}^K z_k^t = 1, z_k^t \geq 0, \forall k \\ S_n^x \geq 0, \forall n \\ S_m^y \geq 0, \forall m \end{cases} \quad (2)$$

在公式(2)中, $x^{t,k}$ 和 $y^{t,k}$ 分别表示 t 期 k 省份的投入和产出的向量, g^x 和 g^y 分别表示投入减少和产出增加的方向向量, S_n^x 和 S_m^y 为投入和产出的松弛向量,两者分别表示投入过度和产出不足的量。

基于上述设定,可以构建 Malmquist 指数,其表达式为:

$$MI = \sqrt{\frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1}; g)}{D^t(x^t, y^t; g)} \cdot \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}; g)}{D^{t+1}(x^t, y^t; g)}} = \sqrt{K^{t+1} \cdot K^t} \quad (3)$$

在式(3)中, K^{t+1} 为在 t 时期的技术条件下, 技术效率在 t 到 $t+1$ 期间的变化; K^t 为在 $t+1$ 时期的技术条件下, 技术效率在 t 到 $t+1$ 时期的变化; Malmquist 指数 MI 是 K^{t+1} 和 K^t 的几何平均值。

$$MI = \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}; g)}{D^t(x^t, y^t; g)} \times \sqrt{\frac{D^t(x^t, y^t; g)}{D^{t+1}(x^t, y^t; g)} \cdot \frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1}; g)}{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}; g)}} = EFFCH \times TECH \quad (4)$$

将式(4)中的 MI 指数进一步分解, 可以得到技术效率变化指数 ($EFFCH$) 和技术变化指数 ($TECH$)。若三种指数大于 1 (或小于 1), 分别表示全要素生产率、效率变化和技术变化在期间内增长 (或降低)。

最后, 借鉴 Färe 的方法^[7] (P119-127), 可以把技术变化指数分解得到中性技术变化指数和偏向型技术变化指数。

$$TECH = \frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1}; g)}{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}; g)} \times \sqrt{\frac{D^t(x^t, y^t; g)}{D^{t+1}(x^t, y^t; g)} \cdot \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}; g)}{D^t(x^{t+1}, y^{t+1}; g)}} = MTECH \times BTECH \quad (5)$$

式(5)中的 $BTECH$ 指数即为所需测度的偏向型技术进步指数。 $BTECH$ 指数大于 1 (或小于 1), 表示在期间内发生偏向型技术进步 (或退步), 表示偏向型技术进步对整体技术进步的影响, 即偏向型技术进步对技术进步的贡献率。

(二) 偏向型技术进步指数的识别

为解决技术进步的要害偏向问题, 可借鉴 Weber 等的思路^[10] (P105-122), 构建要素偏向指数 ($Bias_{ij}$) 来对技术变动在要素 i 和 j 中的偏向进行判定。假设在 t 到 $t+1$ 时期, 在投入要素 i 和 j 之间发生技术变动, 使用要素 i 和 j 的边际替代率变化和 $BTECH$ 指数的变化来判别技术进步的要害偏向。

$$Bias_{ij} = \left(\frac{i^{t+1}/j^{t+1}}{i^t/j^t} - 1 \right) \times (BTECH - 1) \quad (6)$$

在式(6)中, $\frac{i^{t+1}/j^{t+1}}{i^t/j^t}$ 表示以 t 为基期, 要素 i 和 j 在 $t+1$ 期的变化率, $BTECH$ 为偏向型技术进步指数, $Bias_{ij}$ 为技术进步偏向度。 $Bias_{ij} > 0$, 表示技术变动是由密集使用 i 要素导致的; $Bias_{ij} < 0$, 表示技术变动是由密集使用 j 要素导致的; $Bias_{ij} = 0$ 且 $BTECH = 1$, 表示技术变动在要素之间没有偏向型; $Bias_{ij} = 0$ 且 $BTECH \neq 1$, 说明技术变动没有在要素 i 和 j 中偏移。

(三) 数据来源及处理

根据前面测算方法的阐述, 可选取 1998-2014 年中国 30 个省级行政单位^①的地区生产总值及资本、劳动、能源数据进行测算, 并对各变量作定义如下:

1. 产出。选用各省级行政单位以 1998 年为基期的实际地区生产总值, 数据来源于历年《中国统计年鉴》。

2. 资本投入。按可比价格计算的资本存量采用永续盘存法 (PIM) 进行估算, 这一方法可以表示为 $K_{it} = K_{it-1}(1 - \delta_{it}) + I_{it}$ 。其中 K_{it} 表示 i 省第 t 年的资本存量, δ_{it} 表示物质资本的折旧率, I_{it} 代表当年投资。采用张军等^[11] (P35-44) 的做法, 以 1952 年不变价计算的 1998 年的物质资本存量作为基年资本存量^②, 折旧率选取张军估计的各省固定资本形成总额的经济折旧率 9.6%, 固定资产投资价格指数作为投资品价格指数, 固定资本形成总额作为当年投资, 以上数据均来源于《中国统计年鉴》。由公式计算得到各省以 1998 年为基期的年末资本存量。

① 在中国 34 个省级行政单位中, 由于西藏部分数据严重缺乏, 不利于后续的计量分析, 故舍去; 另外, 未包括港、澳、台地区的数据。笔者仅对中国 30 个省级行政单位进行研究。

② 张军等把重庆的数据将并入四川, 但笔者用 1998 年四川和重庆的名义 GDP 为权重将资本存量拆分得到四川和重庆的基年资本存量数据。

3. 劳动投入。本文选取各省份单年全社会从业人员数作为劳动投入量。这里的从业人员指 16 周岁及以上,从事一定的社会劳动并且获得劳动报酬或经营收入的人员,反映一定时期内全部劳动力资源的实际利用状况。数据来源于《中国人口和就业统计年鉴》和各省统计年鉴。

4. 能源投入。选取各省份能源消耗总量(以万吨标准煤计)作为能源投入量,数据来源于历年《中国能源统计年鉴》。

总之,测算偏向型技术进步指数所需各项指标的描述性统计结果详见表 1。

表 1 偏向型技术进步测算的投入产出指标的描述性统计

变量	变量含义	单位	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
GDP	实际地区生产总值	亿元	510	7580.74	7798.87	124.03	46120.78
Capital	年末资本存量	亿元	510	6534.32	6053.66	103	32632.52
Labor	从业人员年平均人数	万人	510	2416.99	1622.79	255.8	6593.45
Resource	能源消耗总量	万吨标准煤	510	9563.08	7220.43	407	38899.25

三、中国区域偏向型技术进步的趋势及特征分析

表 2 报告了 1999–2014 年中国 30 个省级行政单位(未包括港、澳、台地区)在横截面上的 MI 指数、TECH 指数和 BTECH 指数^①。由 2 表可知:从整体上看,全国及东、中、西部地区的 BTECH 指数均大于 1,这说明我国在期间内的技术进步均呈现出偏向特征。研究期间内,中国各地区的三类指数均呈现由东向西递减的趋势。中国 30 个省份中,有 24 个省份的 BTECH 值均大于 1,即偏向型技术变化整体上有利于中国区域全要素生产率和技术进步的增长。

表 3 报告了中国 30 个省级行政单位在时间序列上的 MI 指数、TECH 指数和 BTECH 指数。可以发现:从整体上看,研究期间内,中国的全要素生产率和技术变化指数均呈现出增长趋势。技术变化对全要素生产率的贡献率达 146.65%,这说明中国的全要素生产率增长是由技术进步推动的。从历年 BTECH 指数的变化趋势上看,基本呈现下降趋势。但 BTECH 值仍基本大于 1(2006 年、2014 年除外),这说明偏向型技术变化在大体上对全要素生产率和技术进步的增长具有促进作用。

由中国省级偏向型技术进步指数的测算可知,偏向型技术进步在中国是广泛存在的。那么技术进步在中国到底是偏向于哪种要素?在计算出的偏向型技术进步指数 BTECH 的基础上,通过式(6)计算出要素偏向指数 BiasKL、BiasKE 和 BiasLE。当 BiasKL > 0 时,表示技术变动是由密集使用资本要素 K 导致的,技术进步偏向于使用资本要素;当 BiasKL < 0 时,表示技术变动是由密集使用劳动要素 L 导致的,技术进步偏向于使用劳动要素;若 BiasKL = 0 且 BTECH = 1 时,说明技术变动在要素之间没有偏向,而当 Bias_{ij} = 0 且 BTECH ≠ 1 时,说明技术变动没有在要素 K 和 L 中发生偏移。对 BiasKE 和 BiasLE 的分析同上。通过对要素偏向指数的计算,对资本、劳动和能源投入进行两两比较,可得出中国技术进步的要 素偏向变化趋势。

表 4 报告了 1999–2014 年中国技术进步的要 素偏向变化趋势情况。可以发现:(1)全国范围内的技术进步在 1999–2014 年之间总体上偏向于密集使用资本要素,技术进步偏向强弱表现为资本大于能源大于劳动,技术进步偏向于使用资本和能源要素。(2)在 1999–2004 年之间,全国偏向型技术进步方向始终偏向于密集使用资本要素,技术进步在劳动和能源要素中的偏向并无显著特征。这一时期内,全国偏向型技术进步在资本和能源要素之间偏向于节约能源要素,这可能与《中华人民共和国节约能源法》自 1998 年 1 月 1 日开始施行有关,该法对推动全社会节约能源,提高能源利用效率有着积极的作用和意义。(3)全国偏向型技术进步方向在 2005–2009 年内发生了明显地改变,在这一区间内并没有表现出偏向于特定要素;但可以发现从 2005 年开始,全国偏向型技术进步开始逐渐从偏向于密集使用资本要

^① 全要素生产率、技术变化指数分别代表式(4)中的 MI 和 TECH,偏向型技术进步指数代表式(5)中的 BTECH。

素转变为偏向于密集使用能源要素。在这一时期,中国处于全面工业化和城市化阶段,经济增长方式较为粗放,很大程度上依赖于能源的高投入,导致技术进步方向偏向于使用能源。(4)在2010—2014年之间,全国偏向型技术进步明显偏向于密集使用能源要素。但在2014年全国偏向型技术进步偏向于劳动要素,虽然对总体趋势不会构成较大影响,但是仍需引起关注。同时,2014年全国技术进步在劳动和能源要素之间开始转变为偏向于节约能源要素,也说明了“十二五”规划中“加强资源节约和管理”的相关要求开始发挥作用。

表2 中国各省份偏向型技术进步指数(1999—2014年)

省份	<i>MI</i>	<i>TECH</i>	<i>BTECH</i>	省份	<i>MI</i>	<i>TECH</i>	<i>BTECH</i>
北京	1.0622	1.0512	1.0052	天津	1.0442	1.0341	1.0052
河北	1.0324	1.0299	1.0049	辽宁	1.0178	1.0279	1.0022
上海	1.0568	1.0568	1.0396	江苏	1.0552	1.0412	1.0408
浙江	1.031	1.0304	1.0117	福建	1.0221	1.0221	1.0228
山东	1.0915	1.0699	0.9821	广东	1.0766	1.0766	1.0375
海南	0.9562	0.9562	1.0454				
东部	1.0400	1.0356	1.0178				
山西	1.0335	1.0294	1.0055	吉林	1.022	1.0085	1.0098
黑龙江	1.0083	1.0034	1.025	安徽	1.0029	1.0169	0.9938
江西	0.9952	0.9997	0.9832	河南	1.0319	1.0196	1.0156
湖北	0.9819	0.9868	1.0225	湖南	1.0116	0.9995	1.0096
中部	1.0108	1.0079	1.008				
内蒙古	1.0614	1.0356	0.9999	广西	1.0125	1.0134	1.0333
重庆	1.0298	1.0075	1.0183	四川	1.0398	1.0168	1.0077
贵州	0.9808	0.9805	1.0259	云南	0.9171	0.971	1.0067
陕西	0.861	1.0184	1.0315	甘肃	1.1056	1.018	0.967
青海	0.8842	0.8842	1.0484	宁夏	0.8364	0.8364	0.8912
新疆	0.9379	1.0408	1.0172				
西部	0.966	0.9818	1.0034				
全国	1.0046	1.0082	1.0099				

表3 中国历年偏向型技术进步指数(1999—2014年)

年份	<i>MI</i>	<i>TECH</i>	<i>BTECH</i>	年份	<i>MI</i>	<i>TECH</i>	<i>BTECH</i>
1999	0.8174	0.7449	1.1091	2007	1.0709	1.0665	1.0055
2000	0.8966	0.8397	1.0391	2008	1.0577	1.0536	1.0039
2001	0.8649	1.0977	1.0119	2009	1.0673	1.0675	1.0046
2002	1.0503	0.7926	1.0054	2010	1.0764	1.0775	1.0067
2003	0.9911	0.9878	1.0006	2011	1.0626	1.0618	1.0054
2004	1.0195	1.0088	1.0023	2012	1.0662	1.0688	1.0062
2005	0.9320	1.2080	1.0009	2013	0.9845	1.2727	1.0011
2006	1.1383	0.8824	0.9773	2014	1.0382	1.0563	0.9844
平均	1.0046	1.0082	1.0099				

笔者然后对研究期间内中国各省份以及各地区技术进步的要害偏向进行分析,其结果如表5所示。

由表5可知:(1)在1999—2014年内,各省份以及各区域的偏向型技术进步方向大致相同,均呈现出偏向于密集使用资本要素。在30个省中有21个省的技术进步偏向强弱都表现为资本大于能源大于劳动。(2)东部11个省份中,除北京的技术进步在劳动要素和能源要素中表现为偏向于节约能源要素,

其余省份的技术进步方向均与全国总体的技术进步方向相同,均表现为偏向于使用能源要素。这说明北京作为首都,在绿色发展、能源节约方面有着比较突出的优势。(3)除安徽偏向于使用能源要素外,中部各省的技术进步均偏向于密集使用资本要素,但在劳动要素和能源要素中的偏向并无显著特征。(4)西部地区总体的技术进步偏向于密集使用资本要素,但其中甘肃和宁夏由于资本要素稀缺,这两省区的技术进步均显著地偏向于使用劳动要素。

表4 中国技术进步的要害偏向性变化趋势(1999-2014年)

年份	<i>BiasKL</i>	<i>BiasKE</i>	<i>BiasLE</i>	<i>K vs. L</i>	<i>K vs. E</i>	<i>L vs. E</i>	要素偏向性排序
1999	0.12416	0.12616	0.00036	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>L</i>	<i>K>L>E</i>
2000	0.01178	0.00833	-0.00269	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	<i>K>E>L</i>
2001	0.00374	0.00373	-0.00003	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	<i>K>E>L</i>
2002	0.00172	0.00067	-0.00088	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	<i>K>E>L</i>
2003	0.00008	0.00040	0.00029	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>L</i>	<i>K>L>E</i>
2004	0.00014	0.00023	0.00007	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>L</i>	<i>K>L>E</i>
1999-2004	0.02360	0.02325	-0.00048	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	<i>K>E>L</i>
2005	0.00064	-0.00139	-0.00181	<i>K</i>	<i>E</i>	<i>E</i>	<i>E>K>L</i>
2006	-0.00147	0.00065	0.00194	<i>L</i>	<i>K</i>	<i>L</i>	<i>L>K>E</i>
2007	-0.00003	-0.00018	-0.00008	<i>L</i>	<i>E</i>	<i>E</i>	<i>E>L>K</i>
2008	0.00021	0.00005	-0.00015	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	<i>K>E>L</i>
2009	0.00022	0.00004	-0.00017	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	<i>K>E>L</i>
2005-2009	-0.00009	-0.00017	-0.00005	<i>L</i>	<i>E</i>	<i>E</i>	<i>E>L>K</i>
2010	0.00032	-0.00031	-0.00006	<i>K</i>	<i>E</i>	<i>E</i>	<i>E>K>L</i>
2011	0.00023	-0.00042	-0.00062	<i>K</i>	<i>E</i>	<i>E</i>	<i>E>K>L</i>
2012	0.00031	-0.00007	-0.00036	<i>K</i>	<i>E</i>	<i>E</i>	<i>E>K>L</i>
2013	0.00023	-0.00045	-0.00066	<i>K</i>	<i>E</i>	<i>E</i>	<i>E>K>L</i>
2014	-0.00043	-0.00005	0.00039	<i>L</i>	<i>E</i>	<i>L</i>	<i>L>E>K</i>
2010-2014	0.00013	-0.00026	-0.00037	<i>K</i>	<i>E</i>	<i>E</i>	<i>E>K>L</i>
1999-2014	0.00887	0.00859	-0.00031	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	<i>K>E>L</i>

四、中国区域偏向型技术进步的影响因素分析

以下重点考察中国区域偏向型技术进步及其影响因素。

(一) 模型设定

基于已有的理论基础和实证经验,可以构建以下计量模型来探寻影响中国区域偏向型技术进步的原因:

$$\ln BTECH_{i,t} = \alpha + \beta_1 \ln OPRN_{i,t} + \beta_2 \ln FDI_{i,t} + \beta_3 \ln RD_{i,t} + \beta_4 \ln IND_{i,t} + \beta_5 \ln RES_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

在式(7)中,*i*为各省份,*t*为年份,*BTECH_{i,t}*代表偏向型技术进步指数, η 、 μ 和 ε 分别表示个体效应、时间效应和其他干扰项,各解释变量的定义如下:

1. 国际贸易水平(OPEN)。有学者通过比较开放贸易前后偏向型技术进步的变化,得出国际贸易会促进该国的偏向型技术进步的结论^[12](P199-230)。由于我国长期进口制成品,出口劳动力和资源,预测进口和出口会对偏向型技术进步造成不同影响。笔者使用各地区进出口总额、进口额和出口额与名义GDP的比值来衡量国际贸易水平,分别实证国际贸易、进口和出口对偏向型技术进步的影响。

2. 外商直接投资(FDI)。外商直接投资可以通过示范模仿、人员流动和竞争效应产生技术溢出,从

而带来的技术引进,改变一国的技术进步方向^[13](P104-120)。笔者选取 FDI 作为代替技术引进的一个控制变量,预期其对偏向型技术进步的影响为正。在经验研究中,FDI 的流量数据可能会产生内生性问题,因此,使用各地区外商直接投资与名义 GDP 的比值来作为衡量技术引进的一个控制变量。

表 5 中国各省份 1999 - 2014 年技术进步的要害偏向性

省份	<i>BiasKL</i>	<i>BiasKE</i>	<i>BiasLE</i>	<i>K</i> vs. <i>L</i>	<i>K</i> vs. <i>E</i>	<i>L</i> vs. <i>E</i>	要素偏向性排序
北京	0.00016	0.00048	0.00033	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>L</i>	$K>L>E$
天津	0.00293	0.00224	-0.00048	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
河北	0.00276	0.00233	-0.00032	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
辽宁	0.00462	0.0038	-0.00075	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
上海	0.00526	0.00336	-0.00123	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
江苏	0.01319	0.01037	-0.00242	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
浙江	0.00547	0.0043	-0.00083	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
福建	0.0199	0.01624	-0.00222	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
山东	0.00683	0.00576	-0.0004	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
广东	0.01245	0.0093	-0.00262	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
海南	0.00985	0.00615	-0.00294	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
东部	0.00630	0.00624	-0.00011	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
山西	0.0016	0.00155	-0.00006	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
吉林	0.0101	0.00898	-0.00077	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
黑龙江	0.01292	0.01183	-0.0008	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
安徽	-0.0126	-0.0127	-0.00037	<i>L</i>	<i>E</i>	<i>E</i>	$E>L>K$
江西	0.00243	0.00226	0.00011	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>L</i>	$K>L>E$
河南	0.00426	0.00392	-0.00034	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
湖北	0.01254	0.01181	-0.00071	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
湖南	0.00808	0.01602	0.00523	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>L</i>	$K>L>E$
中部	0.00675	0.0059	-0.00073	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>L>E$
内蒙古	0.00076	0.00182	0.00107	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>L</i>	$K>L>E$
广西	0.01247	0.01012	-0.00197	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
重庆	0.00747	0.00847	0.00097	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>L</i>	$K>L>E$
四川	0.00335	0.00338	-0.00007	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
贵州	0.01803	0.02086	0.00148	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>L</i>	$K>L>E$
云南	0.09329	0.09572	-0.00027	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
陕西	0.00571	0.00295	-0.00259	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
甘肃	-0.00293	0.00002	0.00269	<i>L</i>	<i>K</i>	<i>L</i>	$L>K>E$
青海	0.00825	0.00201	-0.00575	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
宁夏	-0.0065	0.00175	0.00747	<i>L</i>	<i>K</i>	<i>L</i>	$L>K>E$
新疆	0.00332	0.00248	-0.00075	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$
西部	0.01473	0.01499	-0.00008	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>L>E$
全国	0.00945	0.00909	-0.00038	<i>K</i>	<i>K</i>	<i>E</i>	$K>E>L$

3. 研发投入(RD)。企业主要通过自主研发和技术溢出两条路径获取技术进步,不同技术创新之间存在的利润差异,可以激励偏向型技术进步向相对利润较高的方向发展,因此自主研发会对偏向型技术进步造成影响。有研究认为可以通过 R&D 产品的最优专利制度来对偏向型技术进步造成影响^[14](P127-136)。用各地区研究与试验发展经费内部支出与名义 GDP 的比值衡量研发投入,预测其对偏向

型技术进步的影响为正。

4. 产业结构 (IND)。产业结构是指宏观经济中以农业为主的第一产业、以工业为主的第二产业和以服务业为主的第三产业所占的比重。一个经济体在不同的发展阶段各产业的占比会有所不同,而各产业对资本、劳动和能源的需求程度和依赖程度存在较大差异,因此产业结构会对技术进步的方向造成影响。可以用各省以 1999 年价格为基期计算的第二产业实际生产总值与当年实际 GDP 的比值来衡量产业结构,预测产业结构合理化对提升偏向型技术进步有正向影响。

5. 能源强度 (RES)。能源强度即单位产出所消耗的能源数量。从市场规模效应的角度来讲,通常情况下,当能源强度较大时,单位产出所消耗的能源更多。能源要素投入增加,会使劳动和资本成为比能源更加丰富的生产要素,创新所带来的技术进步会朝着可以使用更加丰富生产要素的方向发展^[2] (P781-809)。大幅减少单位产出的能耗,是我国新形势下能源战略的选择^[15] (P5-11)。可以用各省历年能源消费总量 (以万吨标准煤计) 与各省以 1999 年价格为基期价格的实际 GDP 的比值来衡量能源强度,预测其对偏向型技术进步有负的影响。

(二) 数据来源及处理

进出口额选取各省份按经营单位所在地分货物进出口的统计口径来计算。名义地区生产总值数据、进出口额数据、外商直接投资额数据、第二产业生产总值数据均来源于历年《中国统计年鉴》。由于统计年鉴中提供的进出口额数据和外商直接投资额数据单位为万美元,需要将其以人民币对美元年平均汇价换算成人民币,该汇价数据来源于历年《中国统计摘要》。研究与试验发展经费内部支出数据来源于历年《中国科技统计年鉴》,能源消耗总量数据来源于《中国能源统计年鉴》。主要变量描述性统计如表 6 所示。

(三) 基准回归

在估计方法选择上,可选用基于 Hausman 检验的 Panel Data 估计方法,通过 Hausman 检验来选择采用固定效应 (FE) 模型还是随机效应模型 (RE)。具体说来, Hausman 检验以 10% 作为显著性水平,即 p 值大于 10%,则接受原假设,选择随机效应模型; p 值小于 10%,则拒绝原假设,选择固定效应模型。回归结果中仅列出甄选后的检验结果。

1. 全样本检验。表 7 报告了 1999–2014 年中国 30 个省份总体样本的基于 Hausman 检验的面板估计方法的估计结果, Hausman 检验 p 值均小于 0.1,这说明模型适用于固定效应模型估计方法。若单独考虑对外贸易依存度,相当于是衡量国际贸易对偏向型技术进步的影响。笔者猜测进口和出口对偏向型技术进步的影响会不同。我国出口产品长期依赖于低廉的劳动力和丰富的资源,缺乏核心竞争力,而我国从国外进口的大部分是技术先进的制成品,这些因素都会对中国的偏向型技术进步造成一定的影响,笔者区分进出口贸易数据,分别研究其对中国区域偏向型技术进步的影响。

由表 7 可知: (1) 进口依存度、出口依存度和整体贸易依存度的回归系数均显著为负,且出口依存度的回归系数绝对值略大于进口依存度,说明中国整体的国际贸易会减弱偏向型技术进步的程度,这与我们的预期不符;同时,出口对偏向型技术进步的作用大于进口。国内文献中也有部分文献表明,外贸依存度对偏向型技术进步的影响为负,且在一些区域存在不显著的情况。(2) 外商直接投资对全国的偏向型技术进步有显著的正向影响,这与我们的预期相符合。外商直接投资所带来的技术引进作为一种技术扩散,可以改变一国的技术进步方向,增加技术进步的偏向程度。(3) 研发投入对整体的偏向型技术进步有显著较大的反向影响,且对偏向型技术进步的影响程度是 5 个解释变量中最大的,这与我们的预期不符。分析可能是由于各地区研发投入的使用效率较低以及投入结构存在一定问题。可能的原因是:一方面,一些国有企业的研发投入可能会更偏向于能在短期内带来收益而缺乏长期回报的“政绩工程”中来;另一方面,过高的研发投入强度会导致投资回报率递减,使投资主体不能有效地利用好研发投

入,导致研发投入的利用效率低下^[16](P549-564)。这些问题可能引起研发投入减弱偏向型技术进步的情况发生。(4)产业结构对全国偏向型技术进步有正向影响,与预期相符。第二产业的占比增加会增加对能源的消耗,导致技术变化偏向于密集使用能源要素方向;同时,“十一五”期间大力推进新型工业化和工业结构优化升级,都会有效地促进偏向型技术进步。(5)能源强度变量的系数为负,但显著情况不理想,说明能源强度的增加会减弱其偏向型技术进步程度,但这种作用的效果在统计上并不十分明显。

表 6 各变量描述性统计

变量	变量含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
lnBETCH	偏向型技术进步指数的自然对数	480	0.0098	0.0735	-0.6481	0.3665
lnOPEN	外贸依存度的自然对数	480	-1.7329	1.0186	-3.4533	0.5191
lnIM	进口依存度的自然对数	480	-2.6032	1.136	-4.9213	0.2754
lnEX	出口依存度的自然对数	480	-2.3506	0.9809	-4.2165	-0.1201
lnFDI	外商直接投资的自然对数	480	-4.0248	1.0201	-7.2934	-0.6754
lnRD	研发投入的自然对数	480	-4.7024	0.7162	-6.888	-2.7676
lnIND	产业结构的自然对数	480	-0.9489	0.8977	-6.888	-0.4092
lnRES	能源强度的自然对数	480	0.4117	0.4914	-0.4869	1.7281

表 7 总体样本模型估计结果

变量名称	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)
lnIM	-0.018* (-1.77)		
lnEX		-0.030*** (-2.91)	
lnOPEN			-0.037*** (-3.06)
lnFDI	0.015** (2.29)	0.019*** (2.89)	0.018*** (2.78)
lnRD	-0.053*** (-4.83)	-0.050*** (-4.62)	-0.048*** (-4.34)
lnIND	0.008** (2)	0.005 (1.39)	0.007* (1.73)
lnRES	-0.038* (-1.75)	-0.027 (-1.24)	-0.034 (-1.58)
C	-0.203*** (-3.76)	-0.201*** (-3.80)	-0.184*** (-3.51)
R ²	0.095	0.106	0.107
F 或 Wald	9.343 [0.000]	10.508 [0.000]	10.709 [0.000]
Hausman test	16.84 [0.0048]	20.15 [0.0012]	22.2 [0.0005]
模型	FE	FE	FE
观测值	480	480	480

注: *、** 和 *** 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平下的显著性,括号内的数值为检验的 t 值,中括号内的数值为检验的 P 值。

2. 分地区类型样本检验。事实上,本文研究对象为中国 30 个省级行政单位,而全国各个地区是非同质的,其差异可以表现在当地要素禀赋、产业类型等方面的不同,不同特征的地区,国际贸易对其偏向型技术进步的影响可能不尽相同。因此,笔者将中国 30 个省级行政单位按照地区类型的不同分成东部、中部和西部,并分别进行了实证分析。表 8 报告了 1999—2014 年中国东部地区、中部地区和西部地区的基

于 Hausman 检验的估计结果,其中模型(1)–(3)为东部地区的回归结果,模型(4)–(6)为中部地区的回归结果,模型(7)–(9)为西部地区的回归结果。

表 8 按地区类型划分样本模型估计结果

变量名称	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)	模型 (7)	模型 (8)	模型 (9)
lnIM	-0.010 (-0.80)			-0.021 (-1.46)			-0.036** (-2.11)		
lnEX		-0.029** (-2.24)			-0.030** (-2.36)			-0.032* (-1.94)	
lnOPEN			-0.021 (-1.39)			-0.040** (-2.35)			-0.047** (-2.50)
lnFDI	0.007 (0.94)	0.009 (1.17)	0.008 (1.06)	0.038*** (3.46)	0.036*** (3.46)	0.038*** (3.52)	0.001 (0.05)	0.007 (0.67)	0.004 (0.42)
lnRD	-0.074*** (-7.62)	-0.069*** (-7.46)	-0.071*** (-7.13)	-0.008 (-0.42)	-0.003 (-0.19)	-0.001 (-0.01)	-0.035** (-2.18)	-0.038** (-2.10)	-0.036** (-2.19)
lnIND	-0.001 (-0.35)	-0.001 (-0.38)	-0.001 (-0.30)	0.003 (0.34)	0.002 (0.22)	0.003 (0.35)	0.017** (2.5)	0.012* (1.8)	0.014** (2.09)
lnRES	-0.043** (-2.34)	-0.025 (-1.23)	-0.037* (-1.87)	0.031 (1.59)	0.033** (2.23)	0.032* (1.74)	-0.081*** (-2.95)	-0.065** (-2.22)	-0.075*** (-2.89)
C	-0.294*** (-5.75)	-0.291*** (-5.86)	-0.275*** (-5.15)	0.051 (0.71)	0.044 (0.65)	0.06 (0.86)	-0.209** (-1.99)	-0.183* (-1.78)	-0.193** (-2.00)
R ²	0.421	0.436	0.425	0.155	0.137	0.170	0.049	0.060	0.061
F 或 Wald	23.246 [0.000]	24.748 [0.000]	23.687 [0.000]	16.37 [0.006]	16.66 [0.005]	19.69 [0.001]	15.91 [0.007]	14.02 [0.015]	17.74 [0.003]
Hausman test	39.24 [0.0000]	54.61 [0.0000]	54.27 [0.0000]	8.74 [0.1199]	5.09 [0.4049]	1.12 [0.9528]	3.98 [0.5521]	1.56 [0.9066]	2.93 [0.7113]
模型	FE	FE	FE	RE	RE	RE	RE	RE	RE
观测值	176	176	176	128	128	128	176	176	176
地区类型	东部地区			中部地区			西部地区		

注: *、** 和 *** 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平下的显著性,括号内的数值为检验的 t 值,中括号内的数值为检验的 P 值。

由表 8 可知:(1)三类地区的国际贸易对其偏向型技术进步的影响存在一定的差异,中部地区和西部地区的国际贸易对其偏向型技术进步的影响显著为负,而东部地区的国际贸易对其偏向型技术进步的影响为负但不显著,说明中西部地区的国际贸易对偏向型技术进步具有显著的反向作用,而在东部地区这种反向作用不明显。(2)在进口贸易方面,只有西部地区的进口对偏向型技术进步的影响为显著负向影响,东部地区的进口对偏向型技术进步的影响微弱。(3)在出口贸易方面,东中西部地区的出口对其偏向型技术进步的影响显著为负。相对于发达国家,中国拥有丰富的劳动力资源以及相对落后的技术水平。依据比较优势理论,中国应出口劳动密集型产品。中东部地区的出口依存度显著,可能是由于像珠三角、长三角这样的地区在过去的十几年因为加工贸易出口吸纳了大量的农村务工人员,珠三角、长三角对劳动力的极大需求正是取决于国际贸易(尤其是出口)的发展。这些主要依赖于丰富劳动力发展起来的出口贸易不仅不能提升该行业的效率水平,反而会使其缺乏创新动力,从而阻碍了偏向型技术进步。同时,出口贸易还会导致劳动投入的增加,从而使技术变化在资本、劳动、能源之间偏离程度减少,也会减弱技术进步偏向。(4)外商直接投资对各地区的偏向型技术进步有正向影响,且对中部地区的偏向型技术进步有显著较大的正向影响。研发投入对各地区的偏向型技术进步均有反向影响,且对东部和西部地区的偏向型技术进步有显著较大的反向影响。产业结构对西部地区的偏向型技术进步有显著正向影响,但对东部和中部地区的影响并不显著。能源强度对西部地区的影响更大,有显著较大的反向影响,说明对于西部地区而言,能源强度的增加会明显减弱该地区的偏向型技术进步程度。

(四) 内生性检验

考虑到模型可能存在内生性问题,可使用系统 GMM 估计法对模型进行进一步检验。模型的内生性问题会导致估计结果存在偏误,本研究出现模型内生性的原因有以下两种:一是计量模型中遗漏了关键变量;二是变量之间可能存在双向因果关系,国际贸易可能会影响技术进步的偏向,同时偏向型技术进步也可能使一些省份获得相应的比较优势,在国际贸易中处于有利地位。除特殊标明外,笔者采用两步法的系统 GMM 检验来检测基础回归的内生性问题。

表 9 总体样本内生性检验的回归结果

变量名称	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)
lnIM	-0.005* (-1.93)		
lnEX		-0.027*** (-9.08)	
lnOPEN			-0.021*** (-7.42)
lnFDI	0.018*** (7.14)	0.024*** (9.25)	0.024*** (12.05)
lnRD	-0.018*** (-5.97)	-0.016** (-2.28)	-0.010** (-2.16)
lnIND	0.013*** (13.29)	0.011*** (17.74)	0.012*** (13.73)
lnRES	-0.027*** (-3.34)	-0.024*** (-4.29)	-0.030*** (-6.66)
L.lnBTECH	0.015** (2.21)	0.014* (1.65)	0.015 (1.13)
C	0.005 (0.28)	-0.013 (-0.33)	0.04 (1.42)
Wald 值	2516.76 [0.000]	716.67 [0.000]	2160.76 [0.000]
AR (2) 检验	0.3836 [0.7013]	0.314 [0.7536]	0.3304 [0.7411]
Sargan 检验	27.0305 [1.0000]	26.357 [1.0000]	27.9767 [1.0000]
模型	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
观测值	450	450	450

注: *、** 和 *** 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平下的显著性,括号内的数值为检验的 t 值,中括号内的数值为检验的 P 值。

1. 总体样本回归的内生性检验。表 9 报告了中国 30 个省级行政单位总体样本的内生性检验回归结果。模型 (1) - (3) 的内生变量分别为 lnIM、lnEX、lnOPEN, 模型采用的工具变量为被解释变量 lnBTECH 和内生变量的二阶滞后项。Sargan 检验和 AR(2) 检验的结果均大于 0.1, 表明回归模型均不能拒绝所有工具变量都有效和无二阶序列相关的原假设, 因此系统 GMM 估计是有效的。研究发现, 表 9 的回归结果与表 7 基本一致。

2. 按地区分类样本回归的内生性检验。表 10 报告了 1999-2014 年中国按东部、中部和西部地区分类样本回归的内生性检验, 其中模型 (1) - (3) 为东部地区的内生性检验回归结果, 模型 (4) - (6) 为

中部地区的内生性检验回归结果,模型(7)–(9)为西部地区的内生性检验回归结果。模型采用的工具变量为被解释变量 lnBTECH 和内生变量的二阶滞后项。研究发现,表 10 的回归结果与表 8 基本一致。

五、结论

综上所述可知,首先,我国整体上技术进步偏向特征非常明显。具体说来,中国整体及东、中、西部地区的 BTECH 指数均大于 1,这说明偏向型技术变化整体上有利于这些地区的全要素生产率和技术进步的增长。全国技术进步在总体上偏向于密集使用的资本要素,偏向资本的强度明显在大于偏向劳动力的强度。中国各省以及各区域在研究期间内的偏向型技术进步方向大致相同,均呈现出偏向于密集使用资本要素的情况。其次,研究中国区域偏向型技术进步的影响因素发现:外贸依存度和出口依存度对全国和多数地区的偏向型技术进步有显著的负影响,进口依存度对全国和各地区的偏向型技术进步显著性明显要弱于前两者。外商直接投资对全国和高、中依存度地区的偏向型技术进步有着较为显著的正向影响。研发投入对全国和各地区的偏向型技术进步有较为显著的反向影响。

表 10 按地区分类样本内生性检验的回归结果

变量名称	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)	模型 (7)	模型 (8)	模型 (9)
lnIM	0.021 (1.44)			-0.007 (-0.50)			-0.051** (-2.18)		
lnEX		-0.021 (-1.57)			-0.014 (-1.17)			-0.02 (-1.28)	
lnOPEN			0.000 (-0.03)			-0.164 (-0.98)			-0.056*** (-3.08)
lnFDI	0.006 (0.8)	0.001 (0.08)	0.002 (0.37)	0.016 (0.86)	0.017 (0.81)	0.022 (1.14)	-0.011 (-0.83)	0.018 (0.76)	0.023 (0.99)
lnRD	-0.001 (-0.05)	-0.009 (-0.63)	-0.001 (-0.05)	0.038 (0.51)	0.105* (1.65)	0.117** (2.18)	-0.036 (-0.98)	-0.006 (-0.28)	-0.067 (-1.23)
lnIND	-0.009** (-2.57)	-0.008** (-2.06)	-0.008** (-2.26)	0.006 (0.85)	-0.002 (-0.31)	-0.006 (-0.65)	0.018*** (2.71)	0.010*** (2.83)	0.016 (1.57)
lnRES	0.050 (0.8)	0.111** (2.11)	0.094* (1.83)	0.134 (0.3)	0.508 (1.17)	0.714 (1.22)	-0.078* (-1.93)	-0.061* (-1.87)	-0.443 (-0.56)
L.lnBTECH	0.651*** (5.07)	0.529*** (4.27)	0.690*** (7.02)	-0.21 (-0.50)	0.477*** (3.99)	0.521 (1.04)	-0.157** (-2.47)	-0.027 (-0.20)	-0.053 (-0.57)
C	0.035 (0.5)	-0.079 (-0.94)	-0.011 (-0.15)	0.186 (0.84)	0.338 (1.64)	0.005 (0.01)	-0.322 (-1.58)	0.06 (0.34)	0.006 (0.01)
Wald 值	318.71 [0.000]	98.03 [0.000]	318.71 [0.000]	4.18 [0.653]	53.11 [0.000]	9.00 [0.174]	14.77 [0.022]	86.37 [0.000]	125.69 [0.000]
AR (2) 检验	1.2037 [0.2287]	1.2037 [0.2287]	1.3168 [0.1879]	-0.7974 [0.4252]	0.2469 [0.8050]	0.6396 [0.5224]	-1.133 [0.2572]	0.0502 [0.9600]	-0.503 [0.6150]
Sargan 检验	2.8856 [1.0000]	0.8064 [1.0000]	1.2496 [1.0000]	0.3423 [1.0000]	3.1059 [1.0000]	1.6002 [1.0000]	3.0732 [1.0000]	6.5919 [1.0000]	5.8721 [1.0000]
模型	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
Obs	165	165	165	120	120	120	165	165	165
地区类型	东部地区			中部地区			西部地区		

注: *、** 和 *** 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平下的显著性,括号内的数值为检验的 t 值,中括号内的数值为检验的 P 值。

为了提升我国技术进步,促进经济发展,政府应当充分意识到地区差异,因地制宜地制定相关政策,即各省份应根据自身资源禀赋与产业结构特点,有选择性和目的性地引进与本省生产要素禀赋相适应的技术,让技术与资本、劳动、能源实现更好的匹配与耦合,促使区域产业优化升级和结构调整,加强技术进步对经济增长的推动作用。

参考文献

- [1] Acemoglu D. Why do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality. *The Quarterly Journal of Economics*, 1998, (4).
- [2] Acemoglu D. Directed Technical Change. *The Review of Economic Studies*, 2002, (4).
- [3] 戴天仕,徐现祥. 中国的技术进步方向. 世界经济, 2010, (11).
- [4] 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. 经济研究, 2014, (2).
- [5] 王林辉,袁礼. 有偏型技术进步、产业结构变迁和中国要素收入分配格局. 经济研究, 2018, (11).
- [6] 李小平,李小克. 偏向性技术进步与中国工业全要素生产率增长. 经济研究, 2018, (10).
- [7] Färe R, Grifell-Tatjé E, Grosskopf S, et al. Biased Technical Change and the Malmquist Productivity Index. *Scandinavian Journal of Economics*, 1997, (1).
- [8] Fukuyama H, Weber W. L. A Directional Slacks-based Measure of Technical Inefficiency. *Socio-economic Planning Sciences*, 2009, (4).
- [9] Färe R, Grosskopf S, Pasurka Jr C. A. Environmental Production Functions and Environmental Directional Distance Functions. *Energy*, 2007, (7).
- [10] Weber W. L, Domazlicky B. R. Total Factor Productivity Growth in Manufacturing: A Regional Approach Using Linear Programming. *Regional Science and Urban Economics*, 1999, (1).
- [11] 张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952–2000. 经济研究, 2004, (10).
- [12] Acemoglu D. Patterns of Skill Premia. *The Review of Economic Studies*, 2003, (2).
- [13] 唐宜红,俞峰,李兵. 外商直接投资对中国企业创新的影响——基于中国工业企业数据与企业专利数据的实证检验. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2019, (1).
- [14] 潘士远. 最优专利制度、技术进步方向与工资不平等. 经济研究, 2008, (1).
- [15] 何建坤. 中国能源革命与低碳发展的战略选择. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2015, (1).
- [16] 李小平,卢现祥,朱钟棣. 国际贸易、技术进步和中国工业行业的生产率增长. 经济学季刊, 2008, (2).

Study on the Trend and Influencing Factors of China's Regional Directed Technical Change

Li Xiaoping, Niu Xiaodi (Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract The adaptation of China's regional directed technical change to its production factor endowment plays a vital role in enhancing the quality advantage of China's economy. This paper uses the slack-based measure and the Malmquist index to study the trend and influencing factors of China's regional directed technical change. It is found that China's regional technical change shows a bias, and the technical change was biased towards capital during the sample period. Import trade and export trade have different effects on directed technical change, and import trade is less significant than export trade. The increase of foreign direct investment and the optimization of industrial structure can effectively promote the regional directed technical change in China. In order to promote China's technological progress and economic development, the government should fully understand regional differences, formulate relevant policies according to local conditions, and improve energy utilization efficiency.

Key words directed technical change; data envelopment analysis; Malmquist index

■ 收稿日期 2019-06-10

■ 作者简介 李小平,经济学博士,中南财经政法大学经济学院教授、博士生导师;湖北 武汉 430073。
牛晓迪,中南财经政法大学经济学院博士生。

■ 责任编辑 肖光恩