

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2020.03.004

中国农业技术进步的绿色产出偏向及影响因素研究

——基于1999—2018年农业绿色TFP增长的技术进步产出偏向分解

李静,张传慧

(合肥工业大学经济学院,安徽合肥230601)

摘要:在中国农业生产持续增长的同时,环境污染问题成为农业高质量发展的主要障碍之一。将农业主要水污染物(总氮和总磷)排放量作为非期望产出,采用基于RDM方向性距离函数的DEA模型测算并分解1999—2018年中国农业绿色全要素生产率(TFP)增长指数,并进一步分析农业技术进步的产出偏向及其影响因素,结果表明:中国农业绿色TFP增长率持续提高,产出偏向型技术进步是农业绿色TFP增长的重要来源;中国农业技术进步具有明显的产出偏向性并总体上偏向绿色产出(即偏向减少污染物排放),表现为技术进步偏向减少总氮和总磷排放的省份数波动上升以及各区域的技术进步绿色产出偏向程度都有所提升,但也存在时空差异;农村居民收入水平、农业人力资本水平、粮食播种面积占比、城乡收入差距、农业政策支持力度的提高有利于农业技术进步绿色产出偏向程度的提升,而城市化水平和农业化肥施用量的增加会阻碍农业技术进步绿色产出偏向程度的提升。应从农业支持政策、环境规制、绿色技术供给、农业生产者发展等多方面多措并举,不断提升农业技术进步的绿色产出偏向程度,以实现农业农村的可持续发展。

关键词:农业技术进步;绿色TFP;偏向型技术进步;绿色产出偏向;方向性距离函数;农业绿色技术;农业绿色发展

中图分类号:F303.2;F224.0 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2020)03-0036-15

一、引言

改革开放40余年,中国农业生产取得了巨大成就,为工业发展和社会稳定奠定了坚实基础。然而,农业生产中一定程度上也存在过度依赖要素投入和污染环境等问题(叶初升等,2016)^[1],以水资源短缺和水环

* 收稿日期:2019-12-22;修回日期:2020-02-19

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71974051,71473068)

作者简介:李静(1978),男,安徽涡阳人;教授,博士,主要从事资源与环境经济研究;E-mail:lyb@hfut.edu.cn。

通讯作者:张传慧(1994),女,安徽六安人;硕士研究生,主要从事产业技术进步与循环经济发展研究;E-mail:zchworkon@163.com。

境恶化为代表的“农业水问题”已经成为农业现代化和高质量发展的主要障碍之一。新时代对农业绿色发展提出了更高要求,必须在农业生产力发展中实现资源节约和污染减少。技术进步是生产力发展的核心动力并表现为生产率的提高,因而在可持续发展框架下学界通常利用绿色全要素生产率(TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY, TFP)来研究技术进步对经济增长的影响。根据诱致性技术创新理论,技术进步可能改变各生产要素的边际替代率,从而对投入和产出的要素结构(相对比例)产生影响,进而表现为技术进步的投入偏向(如偏向增加或减少劳动、资本或资源)和产出偏向(如偏向增加或减少期望产出或非期望产出)。在关于中国农业绿色 TFP 的实证研究中,有学者关注到投入偏向型技术进步,但对产出偏向型技术进步的研究还是空白。

技术进步是经济长期增长的源泉,技术进步对经济增长的贡献一直是经济学研究的重点领域之一,但对技术进步偏向的定量分析直到近年来才趋于成熟。新古典经济理论强调技术进步对经济增长的作用,并对技术进步做出外生性假设。生产函数为 Cobb-Douglas 形式的新古典增长模型由于具有简单的形式和经济学家所关心的优良性质而受到众多学者的青睐,但其劳动与资本间替代弹性为 1 和技术进步中性的假定并不适用于科学的经验研究,进而对偏向型技术进步的研究逐渐兴起。Hicks(1932)在《工资理论》中提出的“诱致性创新”是偏向型技术进步的雏形^[2]。20 世纪 60 年代, Kennedy(1964)、Samuelson(1965)和 Ahmad(1966)等的研究使偏向型技术进步理论得到了一定的发展^[3-5],但由于缺乏合理的微观基础,此后 30 年间偏向型技术进步理论发展缓慢。20 世纪末到 21 世纪初,Acemoglu 等(1998,2002,2003,2007,2012)的一系列研究为偏向型技术进步理论提供了更具说服力的微观基础^[6-10],将技术进步方向内生,并且扩展至更广泛的要素,掀起了新一轮的偏向型技术进步研究热潮。

早期的偏向型技术进步研究主要针对劳动、资本等传统生产要素,随着经济发展的资源和环境约束日益趋紧,考察技术进步是否偏向节约资源和能源投入、是否偏向减少污染排放成为很多学者关注的重点。因而,更广泛的要素,如能源、水资源、土地等投入要素以及以环境污染为代表的非期望产出被纳入技术进步偏向模型。比如, Popp(2002)研究发现,能源价格上涨诱致美国保持研发支出的高增长率且技术进步偏向节约能源^[11]; Acemoglu 等(2012)分析认为,不同环境政策的效果受清洁和污染两种技术要素间替代弹性的影响^[10]; 杨福霞等(2018)分析表明,中国能源价格诱导性技术进步有利于 SO₂ 的减排,但对 CO₂ 的减排以及 GDP 增长的作用并不明显^[12]; 李静等(2018)将水资源纳入分析框架,从投入和产出两个角度分析中国工业技术进步是否偏向节水和污染减排^[13]。

在农业领域中,国内学者对农业生产率进行了较为全面的研究,主要集中在农业 TFP、技术进步贡献率和技术效率等方面,但对偏向型技术进步的研究较少涉及。早期的农业生产率测度主要采用只包含生产要素投入和期望产出的传统增长核算体系,例如,李谷成和冯中朝(2010)、白林等(2012)分别基于随机前沿生产函数模型和 DEA 模型对农业内部各行业和各省份农业的 TFP、技术进步率和技术效率进行测度^[14-15]。然而,农业生产已经造成一定程度的环境污染,将环境因素纳入农业经济增长核算体系成为必然。潘丹和应瑞瑶(2013)、叶初升和惠利(2016)将传统 TFP 和绿色 TFP 进行对比,指出是否考虑环境污染等非期望产出对效率核算结果具有显著影响,甚至会导致政策偏误^{[16][1]}; 李谷成(2014)、杜江等(2016)通过估算农业绿色 TFP,强调农业发展要处理好环境问题^[17-18]。上述研究为分析农业偏向型技术进步提供了重要基础,近年来有关研究也逐渐兴起。吴丽丽等(2015)研究发现,中国农业发展存在偏向型技术进步^[19]; 尹朝静等(2018)分析表明,中国存在要素投入偏向型技术进步且促进了农业 TFP 的提高,但偏向型技术进步的地区差异明显^[20]。

然而,学术界对农业偏向型技术进步的测算方法还未达成共识。王雅俊和王书斌(2011)通过设计一系列指标运用计量回归方法对技术进步偏向进行分析^[21], Zhu 等(2016)将时间趋势作为技术进步偏向的代理指标^[22], 王林辉和袁礼(2015)利用生产函数估计要素替代弹性进而判断技术进步偏向^[23], 尹朝静等(2018)

则利用指数分解法对技术进步偏向进行测算^[20]。其中,基于生产函数法和间接估计法的偏向型技术进步研究需要对生产函数进行严格假设,容易出现因参数设置不当而导致估计结果有偏以及存在双向因果关系等问题(张俊,2014;王俊,2015)^[24-25]。

综上所述,少量文献研究了中国农业技术进步的偏向性,但皆是从投入角度探讨传统生产要素(劳动和资本)间的技术进步偏向,还没有文献从产出角度对期望产出和非期望产出的技术进步偏向进行研究。基于此,本文将农业水污染排放物(总氮和总磷)作为非期望产出纳入包含资本、劳动力、土地、水资源等要素的分析框架,运用RDM-DEA模型测算中国农业的绿色TFP增长指数,将绿色TFP增长指数分解为技术进步指数和技术效率变化指数,并进一步将技术进步指数分解为技术规模变化指数、投入偏向型技术进步指数和产出偏向型技术进步指数;在此基础上对中国农业技术进步的产出偏向进行判断(是否偏向减少非期望产出,或是否偏向绿色产出),进而使用多种计量方法分析农业产出偏向型技术进步指数的主要影响因素,以期为进一步促进中国农业绿色发展提供经验借鉴和政策启示。

二、研究思路与模型构建

目前,技术进步偏向的测算和判定方法主要有参数法和非参数法。前者基于先定的生产函数估算出要素之间的替代弹性,进而将其作为分析技术进步偏向的依据;后者以DEA方法为代表,不需要指定特殊的生产函数形式,避免了因前定生产函数带来的估计偏差。此外,参数法测算还需要投入和产出变量的价格数据,而污染物的价格数据采集难度大且定价不一定合理。因此,参数法测算的条件严苛,而非参数法只需要投入产出的数据,测算条件易满足。基于此,本文采用DEA方法进行测算,具体分析思路如下:首先,构建基于方向距离函数的DEA模型测度绿色Malmquist指数(MI)^①,并以该指数来反映绿色TFP的增长;接着,参考Färe等(1997)的方法^[26],将绿色TFP增长指数分解为技术进步指数(Index of Technology Change, *TC*)和效率变化指数(Index of Efficiency Change, *EC*)两部分,其中前者可以再分解为投入偏向型技术进步指数(Index of Input Biased Technology Change, *IBTC*)、产出偏向型技术进步指数(Index of Output Biased Technology Change, *OBTC*)和技术进步规模效率指数(Index of the Magnitude of Technology Change, *MATC*);然后,借鉴Weber和Domazlicky(1999)的研究^[27],将*OBTC*与产出组合的跨时期变化进行对比,判断农业技术进步的产出偏向,即确定农业技术进步是否偏向减少污染排放(或者说是否具有绿色产出偏向);最后,对*OBTC*的主要影响因素进行分析,以探悉中国产出偏向型技术进步的演进机制。

1. 方向性距离函数选择

传统DEA模型不能处理包含非期望产出的数据集,将农业污染物作为非期望产出给度量生产率增长和技术效率增加了难度,本文采用Portela等(2004)在直接距离函数基础上提出的RDM(Range Directional Model)来解决这个问题^[28]。相比于直接距离函数,基于方向距离函数的RDM可以对包含非期望产出(如农业污染、银行不良贷款等)的数据集进行评价,并具有单位不变性、平移不变性、比加性模型估计效率值更高、对无效单元的改进更接近于有效前沿面等优点。同时,RDM的方向向量是决策单元可能的改进幅度,未对非期望产出数据进行修正,估计结果的真实性和可靠性较高。

本文将各地区的农业生产作为决策单元,并作如下定义:

决策单元集为 $J = \{1, \dots, n\}$, 待估单元 K 投入 m 种生产要素并得到 s 种产出(包括 p 种期望产出和 q 种

① 方向性距离函数可以通过定义方向向量指定产出指标改进的方向来解决包含非期望产出的数据集求解问题,进而捕捉环境约束下的真实经济效应,其在很多领域已经得到成熟的运用。

非期望产出, $p+q=s$)。投入向量为 $x_{ij} = (x'_{1j}, \dots, x'_{mj}) \in R^+$; 产出向量为 $y_{rj} = (y'_{gj}, y'_{bj})$, 其中, 期望产出向量为 $y_{gu} = (y'_{gu1}, \dots, y'_{gjp}) \in R^+$, 非期望产出向量为 $y_{bv} = (y'_{bv1}, \dots, y'_{bvq}) \in R^+$ 。 $g^t = (g'_x, g'_y)$, 是反映投入产出变化方向的一组向量。RDM 将 t 时期最小投入和最大产出的组合设定为理想点 IP 。

对于投入 x_i 来说: $IP_i^t = \min_j \{x'_{ij}\}, i=1, \dots, m$

对于产出 y_{gu} 来说: $IP_{gu} = \max_j \{y'_{guj}\}, u=1, \dots, p$

对于产出 y_{bv} 来说: $IP_{bv} = \min_j \{y'_{bvj}\}, v=1, \dots, q$

那么, 基于 RDM 的方向向量具体可表示为:

$$(g'_x, g'_y) = (R'_x, R'_{y_g}, -R'_{y_b}) = (R'_{x_1}, \dots, R'_{x_m}, R'_{y_{g_1}}, \dots, R'_{y_{g_p}}, -R'_{y_{b_1}}, \dots, -R'_{y_{b_q}})$$

其中 $R'_x = x'_i - \min_j \{x'_{ij}\}, R'_{y_g} = \max_j \{y'_{guj}\} - y'_{gu}, R'_{y_b} = y'_{bv} - \min_j \{y'_{bvj}\}$ 。由此可以得出 RDM 方向性距离函数为:

$$\vec{D}^t(x^t, y'_g, y'_b; R'_x, R'_{y_g}, -R'_{y_b}) = \sup \{ \beta : x^t - \beta R'_x, y'_g + \beta R'_{y_g}, y'_b - \beta R'_{y_b} \}$$

2. 产出距离函数与产出偏向型技术进步指数测度

产出距离函数是测度产出偏向型技术进步的基础, 该函数可以在投入给定时通过比较由各产出最大比例的扩张所带来的变化来描述技术进步特征。

设反映技术变化的产出可能集为: $L^t(y_g, y_b) = \{x : x \text{ 可以生产 } y_g, y_b\}$, 则 RDM 产出距离函数为:

$$\vec{D}_o^t(x^t, y'_g, y'_b; R'_{y_g}, -R'_{y_b}) = \sup \{ \beta : y'_g + \beta R'_{y_g} \in p^t(x), y'_b - \beta R'_{y_b} \in p^t(x) \}$$

那么, 待测决策单元 DMU_k 的产出技术效率值可以通过求解符合规模报酬不变约束条件的下列线性规划问题得到:

$$\vec{D}_o^t(x^t, y'_g, y'_b; R'_{y_g}, -R'_{y_b}) = \max \{ \beta_k \mid \sum_{j=1}^n z'_j x'_{ij} \leq x'_{ik}, i=1, \dots, m; \sum_{j=1}^n z'_j y'_{gkj} \geq y'_{gk} + \beta_k R'_{y_{gk}}, u=1, \dots, p; \sum_{j=1}^n z'_j y'_{bj} \leq y'_{bk} - \beta_k R'_{y_{bk}}, v=1, \dots, q; \sum_{j=1}^n z'_j = 1, z'_j \geq 0, j=1, \dots, n \}$$

参照 Färe 等 (1997) 的方法^[26], 利用 Malmquist 指数分解法来测算全要素生产率、技术效率和偏向型技术进步等一系列指标。Malmquist 指数分解的具体公式如下:

$$MI = \sqrt{\frac{D_o^{t+1}(y_g^{t+1}, y_b^{t+1}, x^{t+1})}{D_o^{t+1}(y_g^t, y_b^t, x^t)} \times \frac{D_o^t(y_g^{t+1}, y_b^{t+1}, x^{t+1})}{D_o^t(y_g^t, y_b^t, x^t)}}$$

$$MI = EC \times TC = \frac{D_o^{t+1}(y_g^{t+1}, y_b^{t+1}, x^{t+1})}{D_o^t(y_g^t, y_b^t, x^t)} \times \sqrt{\frac{D_o^t(y_g^t, y_b^t, x^t)}{D_o^{t+1}(y_g^t, y_b^t, x^t)} \times \frac{D_o^t(y_g^{t+1}, y_b^{t+1}, x^{t+1})}{D_o^{t+1}(y_g^{t+1}, y_b^{t+1}, x^{t+1})}}$$

即衡量 TFP 增长的 MI 指数可以分解为技术效率变化指数 (EC) 和技术进步指数 (TC) 两部分, 前者是投入产出组合到生产前沿面之间距离的变化, 后者是生产前沿面本身的变化。当 MI 、 EC 、 TC 大于 (小于) 1 时, 分别表示全要素生产率增长 (下降)、技术效率提高 (降低)、技术进步 (倒退)。

然后, TC 可更进一步分解为技术规模变化指数 ($MATC$)、投入偏向型技术进步指数 ($IBTC$) 和产出偏向型技术进步指数 ($OBTC$) 3 个部分:

$$MATC = \frac{D_o^t(y_g^t, y_b^t, x^t)}{D_o^{t+1}(y_g^t, y_b^t, x^t)}$$

$$IBTC = \sqrt{\frac{D_o^{t+1}(y_g^t, y_b^t, x^t)}{D_o^t(y_g^t, y_b^t, x^t)} \times \frac{D_o^t(y_g^t, y_b^t, x^{t+1})}{D_o^{t+1}(y_g^t, y_b^t, x^{t+1})}}$$

$$OBTC = \sqrt{\frac{D_o^t(y_g^{t+1}, y_b^{t+1}, x^{t+1})}{D_o^{t+1}(y_g^{t+1}, y_b^{t+1}, x^{t+1})} \times \frac{D_o^{t+1}(y_g^t, y_b^t, x^{t+1})}{D_o^t(y_g^t, y_b^t, x^{t+1})}}$$

且三者满足: $TC = MATC \times IBTC \times OBTC$ 。其中, $MATC$ 反映生产前沿面的平移, 即中性技术进步; $IBTC$ 反映技术进步对各投入要素边际替代率的改变, $OBTC$ 反映技术进步对多种产出不同比例的促进作用。因此, 在投入给定时, 可以构建如下产出偏向型技术进步指数:

$$OBTC = \sqrt{\frac{\vec{D}_o^t(y_g^{t+1}, y_b^{t+1}, x^{t+1}; R_{y_g^t}, -R_{y_b^t})}{\vec{D}_o^{t+1}(y_g^{t+1}, y_b^{t+1}, x^{t+1}; R_{y_g^t}, -R_{y_b^t})} \times \frac{\vec{D}_o^{t+1}(y_g^t, y_b^t, x^{t+1}; R_{y_g^t}, -R_{y_b^t})}{\vec{D}_o^t(y_g^t, y_b^t, x^{t+1}; R_{y_g^t}, -R_{y_b^t})}}$$

3. 技术进步产出偏向的判断方法

图 1 展示了技术进步产出偏向的判断思想。方向向量 g^1 和 g^2 分别表示时期 1 和时期 2 决策单元产出偏向型技术进步的改进方向, 它符合决策单元增加期望产出 y_g 和减少非期望产出 y_b 的技术改进目标。 $P^1(x)$ 代表时期 1 的生产可能性曲线。从时期 1 到时期 2, 如果各产出间边际转换率保持不变, 那么技术进步为 Hicks 中性, 在图 1 中表现为 $P^1(x)$ 向 $P^{HN}(x)$ 平移; 如果 y_g 对 y_b 的边际转换率增加, 那么技术进步偏向生产 y_g , 在图 1 中表现为 $P^1(x)$ 向 $P^{21}(x)$ 平移; 如果 y_g 对 y_b 的边际转换率减小, 那么技术进步偏向生产 y_b , 在图 1 中表现为 $P^1(x)$ 向 $P^{12}(x)$ 平移。

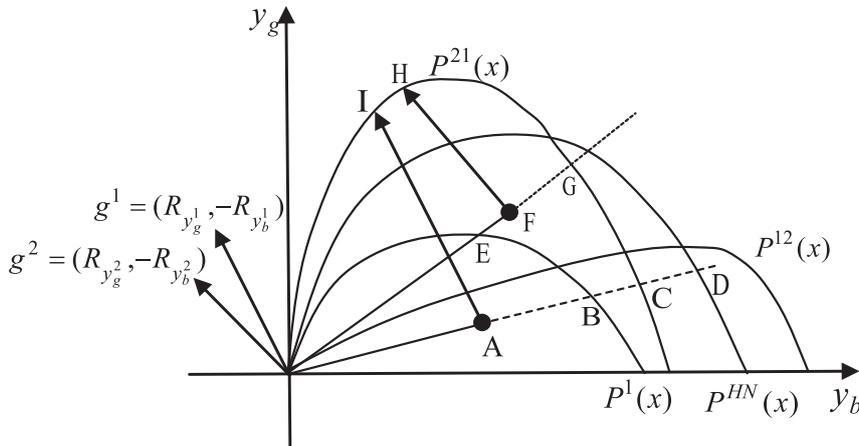


图 1 产出可能集与 $OBTC$

表 1 农业产出偏向的判断方法

产出组合	$\frac{y_n^{t+1}}{y_g^{t+1}} > \frac{y_n^t}{y_g^t}$	$\frac{y_n^{t+1}}{y_g^{t+1}} < \frac{y_n^t}{y_g^t}$	$\frac{y_p^{t+1}}{y_g^{t+1}} > \frac{y_p^t}{y_g^t}$	$\frac{y_p^{t+1}}{y_g^{t+1}} < \frac{y_p^t}{y_g^t}$
$OBTC > 1$	提高农业增加值 减少总氮排放	加重总氮排放 减少农业增加值	提高农业增加值 减少总磷排放	加重总磷排放 减少农业增加值
$OBTC = 1$	中性	中性	中性	中性
$OBTC < 1$	加重总氮排放 减少农业增加值	提高农业增加值 减少总氮排放	加重总磷排放 减少农业增加值	提高农业增加值 减少总磷排放

比如: 若 A 、 F 分别代表时期 1 和时期 2 的产出组合, 两种产出满足 $\frac{y_g^{t+1}}{y_b^{t+1}} > \frac{y_g^t}{y_b^t}$ 。时期 1 的决策单元产出距离

函数为 $\vec{D}_o^1(y^1, x; g^1) = \frac{OA}{OB}$, 若时期 2 生产可能性曲线移向 $P^{21}(x)$, 则 $\vec{D}_o^2(y^2, x; g^2) = \frac{OF}{OG}$, 那么产出偏向型技术

进步指数 $OBTC = \sqrt{\frac{OF/OG}{OF/OE} \times \frac{OA/OB}{OA/OC}} = \sqrt{\frac{OE/OG}{OB/OC}} < 1$, 此时技术进步偏向生产 y_g 。表 1 是在本文实证分析中,

将产出组合的跨时期变化与产出偏向型技术进步指数进行匹配得到的技术进步产出偏向判定规则, 其中 y_g 代表农业增加值, y_n 代表总氮排放, y_p 代表总磷排放。

4. 产出偏向型技术进步指数的影响因素分析

为了探究影响中国农业产出偏向型技术进步的主要因素, 参考相关文献的研究结果^{[17][29-32]}, 本文主要从农业农村发展状况(农村居民收入水平、农业贡献、农业人力资本水平、种植业产业结构、农业化肥投入、自然灾害情况)、城乡关系(城乡收入差距、城市化水平)、农业政策(财政支农政策、农业价格政策)以及地区对外开放水平等方面进行分析(具体的指标选择见本文第三部分), 并构建如下模型:

$$COBTC_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \ln income + \beta_2 \ln edu + \beta_3 \ln agri + \beta_4 \ln farm + \beta_5 \ln fer + \beta_6 \ln disaster + \beta_7 \ln gap + \beta_8 \ln urban + \beta_9 \ln finance + \beta_{10} \ln price + \beta_{11} \ln open + \varepsilon_{it}$$

其中, $COBTC$ 为累积产出偏向型技术进步指数^①。对于被解释变量取原值还是累积值, 考虑到 $COBTC$ 能够反映出指数的连续性和可比性变动, 借鉴杜江(2016)的研究^[18], 本文选择累积值。

三、变量选择与数据处理

1. 农业生产的投入与产出变量

本文采用 1998—2018 年中国除港澳台地区外的 31 个省区市的面板数据进行实证分析, 起始年份的确定是基于 1998 年才开始有较为完整的分省份的农业用水数据。技术进步产出偏向分析过程涉及的指标分为投入和产出两大类, 投入变量包括农业用水量、农作物播种面积^②、农业机械总动力^③、第一产业从业人员、农用化肥施用折纯量; 产出变量包括农业生产过程中的期望产出和非期望产出, 分别为按 1998 年不变价折算的农林牧渔业增加值和农业主要水污染物(总氮和总磷)排放量。以上指标的数据来源于各省份的统计年鉴、年度水资源公报以及国家统计局官方网站, 各变量的描述性统计见表 2。其中, 由于农业非点源污染具有分散性、隐蔽性以及随机性等特点, 农业主要水污染物指标总氮和总磷难以测度。相对来讲, 已被广泛采用的以综合调查为基础的清单分析法较为准确和方便, 本文亦采用该方法核算在农业生产中排放至水体的总氮和总磷量, 以此衡量农业水污染程度。参考李谷成(2014)的研究^[17], 本文确定 4 类重要的农业污染活动(见表 3), 进而计算出总氮和总磷两类农业水污染物的排放量; 前三类污染活动排污量的计算系数参照《污染源普查农业源系数手册》, 水产养殖污染排放系数参考宗虎民等(2017)的研究^[33]; 生产数据来源于《中国农业统计年鉴》《新中国六十年农业统计资料》《中国渔业统计年鉴》和国家统计局官方网站。

由于中国各地区农业发展的自然条件和经济条件差距较大, 粗略的地域单元划分会导致区域内的差异不易被发现。为了准确刻画中国农业绿色 TFP 增长和技术进步产出偏向的时空差异, 本文借鉴杨骞和刘华军(2015)的研究^[34], 分别从三个区域层面进行分析: 全国、八大区域(见表 4)和各省份。此外, 考虑到各地

① $COBTC$ 由 $OBTC$ 通过逐年累乘得到, 即 $COBTC$ 相当于定基指数, $OBTC$ 相当于环比指数。

② 已有研究通常用耕地面积或农作物播种面积来衡量土地要素的投入量, 考虑到存在复种、休耕等情况, 农作物播种面积更能反映土地的实际利用量, 所以本文用农作物播种面积来衡量土地要素投入。

③ 由于农业资本数据难以获得, 而农业机械总动力是农业生产中最主要的资本投入, 所以本文用农业机械总动力作为农业资本要素投入的代理变量。

区的农业经济体量在空间上和时间上都存在较大差异,采用简单的几何和算数均值处理具有较大偏差,因此本文以 GDP 为权重得到加权农业绿色 TFP 增长指数和产出偏向型技术进步指数。

表 2 农业生产投入产出变量描述性统计(样本量为 651)

变量	单位	均值	标准差	最小值	最大值
投入变量					
农业用水量	10 ⁸ m ³	120.71	100.09	4.20	561.75
农作物播种面积	10 ³ 公顷	5 134.22	3 599.98	103.80	14 783.40
农业机械总动力	10 ⁴ 千瓦	2 587.80	2 602.52	91.50	13 353.02
第一产业从业人员	10 ⁴ 人	990.02	756.73	37.09	3736.00
农用化肥施用折纯量	10 ⁴ t	165.86	136.56	2.50	716.09
产出变量					
农林牧渔业增加值	10 ⁸ 元	746.06	571.72	31.30	2 792.59
总氮排放量	10 ⁴ t	8.82	9.15	0.40	38.27
总磷排放量	10 ⁴ t	0.95	0.97	0.03	5.33

表 3 农业主要非点源污染单元

活动	类别	具体单元	调查指标
畜禽养殖	大牲畜	牛	年末存栏量
	其他	猪、家禽	年内出栏量
农田固体废弃物	粮食作物	稻谷、小麦、玉米	总产量
	经济作物	大豆、薯类、油料	
农田化肥	地表径流流失	氮肥、磷肥、复合肥	施用量
	地下淋溶流失		
水产养殖	海洋	海水养殖	总产量
	内河	淡水养殖	

表 4 八大区域单元的具体划分

区域	省份	区域	省份
北部沿海地区	北京 天津 河北 山东	东部沿海地区	上海 江苏 浙江
南部沿海地区	福建 广东 海南	东北地区	黑龙江 吉林 辽宁
长江中游地区	江西 安徽 湖北 湖南	黄河中游地区	山西 内蒙古 河南 陕西
西南地区	广西 重庆 四川 贵州 云南	西北地区	西藏 甘肃 青海 宁夏 新疆

2. OBTC 影响因素变量

基于数据可得性,本文选取如下具体指标来衡量影响中国农业 OBTC 的主要因素:(1)“农村居民收入水平”用滞后一期的农村居民人均可支配收入衡量($\ln income$,取自然对数)^①;(2)“农业人力资本水平”用

^① 由于当期技术进步偏向易受上期收入的影响,所以选用滞后一期的数据;由于该指标受通胀影响较大,将环比农村居民消费价格指数调整为以 1998 年为基期的定基指数,对人均可支配收入进行平减处理;同时,取自然对数以消除数据的非平稳趋势。

从业人员平均受教育年限衡量($\ln edu$,取自然对数)^①;(3)“农业(对地区经济的)贡献”用农业增加值占地区总产值比重衡量($agri$);(4)“种植业产业结构”用粮食播种面积与作物总播种面积之比衡量($farm$);(5)“农业化肥投入”用农用化肥量衡量($\ln fer$,取自然对数);(6)“自然灾害情况”用农作物成灾面积占总播种面积比重衡量($disaster$);(7)“城乡收入差距”用城市居民与农村居民人均可支配收入之比衡量(gap),考虑到农村和城市的价格体系存在差异,用城市和农村消费价格定基指数进行平减^②;(8)“城市化水平”用城市人口与总人口之比衡量($urban$);(9)“财政支农政策”用财政农业支出占财政总支出的比重衡量($finance$);(10)“农业价格政策”用农产品生产价格指数与农业生产资料价格指数之比衡量($price$)^③,根据李谷成(2009)的研究^[31],农业价格政策反映了农业贸易条件,农民生产决策易受其影响,该指标可以考察农产品提价等价格改革和政府补贴政策的效果;(11)“对外开放水平”用进出口总额与生产总值之比衡量($open$,根据对应年份的汇率将前美元为单位转化为人民币单位)。以上指标的数据均来源于相应年度的《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》以及各地区统计年鉴。相关变量的描述性统计见表5。

表5 OBTC 影响因素变量描述性统计(样本数为620)

影响因素	具体指标	均值	标准差	最小值	最大值
农村居民收入水平	农村居民人均可支配收入	8.269	0.599	7.121	9.846
农业人力资本水平	从业人员平均受教育年限	2.172	0.195	0.733	2.614
农业贡献	农业增加值占地区总产值比重	0.125	0.068	0.003	0.364
种植业产业结构	粮食播种面积与作物总播种面积之比	0.668	0.129	0.354	0.969
农业化肥投入	农用化肥量	167.563	137.615	2.500	716.090
自然灾害情况	农作物成灾面积占总播种面积比重	0.132	0.102	0	0.623
城乡收入差距	城市居民与农村居民人均可支配收入之比	3.003	0.665	1.845	5.672
城市化水平	城市人口与总人口之比	0.492	0.159	0.186	0.896
财政支农政策	财政农业支出占财政总支出比重	0.094	0.035	0.021	0.190
农业价格政策	农产品生产价格指数与农业生产资料价格指数之比	1.005	0.246	0.644	2.575
对外开放水平	进出口总额与地区生产总值之比	0.286	0.336	0.012	1.668

四、实证结果与分析

1. 中国农业绿色 TFP 增长指数和 OBTC 的时空变化

图2展示了1999—2018年中国农业绿色TFP增长指数及各分解指数的变化趋势。农业绿色TFP增长指数在各年份均大于1,说明在资源和环境双重约束下中国农业绿色TFP整体上仍处于逐年提高状态;各年度的TC亦均大于1,而EC在大多数年份小于1,表明中国农业发展中存在技术进步且对绿色TFP增长具有稳定的促进作用,但效率变化阻碍了绿色TFP增长。总体来看,中国先进农业技术的适应性改良和应用扩

① 由于农业劳动力受教育程度无法直接获取,本文用从业人员的数据替代,计算公式为: $E = pro_1 \times 1 + pro_2 \times 6 + pro_3 \times 9 + pro_4 \times 12 + pro_5 \times 12 + pro_6 \times 15.5$ 。其中, pro_i 表示不同文化程度的农村劳动力人口比重,依次为不识字或识字很少、小学、初中、高中、中专、大专及大专以上文化程度。

② 部分缺失的农业和城市消费价格指数用居民消费价格指数代替,直辖市农业生产资料价格指数依据地缘特征测算,北京和天津参考河北,上海参考江苏,重庆参考四川。

③ 2003年前的农产品生产价格指数缺失,2000年和2002年采用各地区的农产品收购价格指数替代,1999年和2001年利用相邻年份的均值计算得到,西藏的指数参考青海确定;由于两指数都是环比指数,将其都换算成以1998年为基期的定基指数进行消胀处理。

散仍有较大提升空间。

对 TC 进一步分解: $IBTC$ 约为 1,说明技术进步并未使得绿色 TFP 在投入要素等比例减少的情况下增加,农业资源配置还需进一步优化; $MATC$ 大部分年份小于 1,可能是由于大量小农户的存在限制了技术进步规模效率的发挥; $OBTC$ 曲线显著偏离 1 且与 TC 曲线高度契合,说明技术进步非中性(具有产出偏向)。值得注意的是,2004 年 $OBTC$ 小于 1,可能是由于 2003 年实行农资价格与农资综合直补联动,使得农户生产过程中大量使用化肥、农药,增加了农业水污染物排放,导致农业绿色 TFP 增长放缓;2014 年 $OBTC$ 又创新低,该年修订通过了被称为“史上最严”的《中华人民共和国环境保护法》,次年实施,这可能导致相当一部分企业和农户在环境规制加强前加大污染排放以追求利益最大化。可见,产业政策和环境规制均会对农业绿色 TFP 增长和技术进步产出偏向产生重要影响。从长远来看,环境规制会激励减少污染的绿色技术创新,从而提高 $OBTC$,促进农业绿色发展。

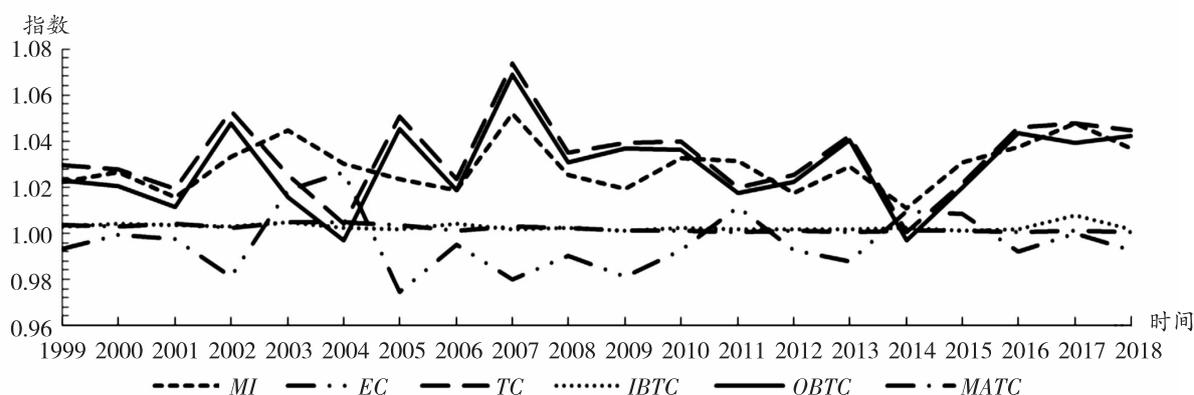


图 2 1999—2018 年中国农业绿色 TFP 增长指数及各分解指标走势

图 3 描绘了八大区域在 3 个时间段的 $OBTC$ 及其变化趋势。划分为 1999—2005 年、2006—2012 年和 2013—2018 年 3 个时间段,是基于相关制度的变革:2006 年后农业税全面取消,水资源环境规制加强;2013 年后《国务院关于实施最严格水资源管理制度的意见》(国发〔2012〕3 号)、《中华人民共和国水法》和《中华人民共和国水污染防治法》等多部水资源管理法规相继实施。八大区域大致可分为三类:第一类包括北部沿海地区、东部沿海地区和东北地区,第二类包括黄河中游地区、西南地区和西北地区,第三类包括南部沿海地区和长江中游地区。第一类区域的 $OBTC$ 对农业绿色 TFP 增长的促进作用明显高于第二类、第三类,这与该类区域工业基础好、资本雄厚、人力资本水平高等有关;第一类和第二类区域的 $OBTC$ 呈现逐步上升的趋势,其中,北部沿海地区和西北地区尤为明显,原因是多方面的,包括农业用水的刚性约束(如山东)倒逼企业和农户发展节水灌溉、节水农业(如新疆)和水权试点(如宁夏)工作取得实质进展、农业发展具有较大潜力(如西北地区)等;第三类区域的 $OBTC$ 上升不明显甚至出现下降趋势。同时,可以发现,2012—2018 年大部分区域 $OBTC$ 继续上升,表明密集出台的环保法律法规有效抑制了农业生产的负外部性,激励企业和农户进行绿色生产和技术创新,有利于生态改善和经济发展。

具体到各个样本省份(见表 6),可以看出:长江中游地区四省份的 $OBTC$ 相差不大,并显著低于第一类区域。这是因为,四个省份的农业生产自然条件相似,都属于高农业用水量地区和粮食主产区,且农业综合实力低于农业机械化和基础设施水平较高的第一类区域;2006—2012 年,该区域 $OBTC$ 明显降低,产量的相对减少是主要原因^①。除此之外,海南和重庆的 $OBTC$ 小于 1,陕西的 $OBTC$ 与区域内其他省份相差较大,实

^① 据本文计算,从第一阶段至第二阶段,长江中游地区的农业产值增长率为 36.3%,低于全国的 38.5%。

际上,这三省的 *MI* 并不低(分别为 1.047、1.029 和 1.028),它们的共同特征是 *IBT* 较高和每单位农业产值的用水量较低,技术进步带来的要素投入相对减少(投入偏向型技术进步)有效促进了其农业绿色 TFP 增长。

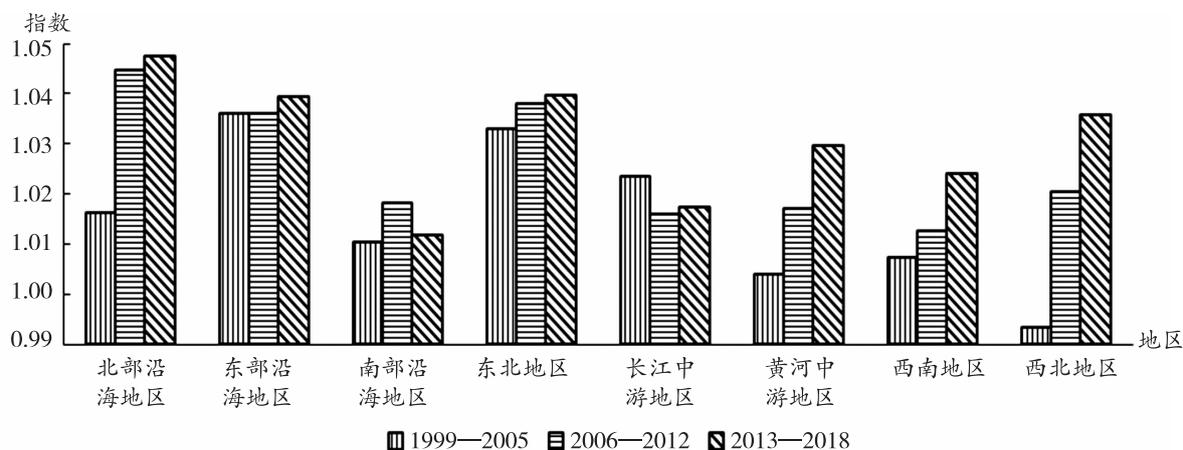


图 3 不同时间段八大区域的 OBTC 变化

表 6 各省份及地区样本期间的 OBTC

地区	OBTC	地区	OBTC	地区	OBTC	地区	OBTC
北京	1.034	辽宁	1.055	陕西	1.013	新疆	1.020
天津	1.039	吉林	1.044	广西	1.018	北部沿海地区	1.039
河北	1.030	黑龙江	1.025	重庆	0.999	东部沿海地区	1.040
山东	1.053	安徽	1.021	四川	1.034	南部沿海地区	1.017
上海	1.057	江西	1.019	贵州	1.025	东北地区	1.041
江苏	1.038	湖北	1.025	云南	1.020	长江中游地区	1.022
浙江	1.025	湖南	1.022	西藏	1.006	黄河中游地区	1.022
福建	1.039	山西	1.025	甘肃	1.025	西南地区	1.019
广东	1.028	内蒙古	1.023	青海	1.035	西北地区	1.022
海南	0.985	河南	1.027	宁夏	1.022	全国	1.029

注:本表的 OBTC 计算使用 GDP 加权,即加总[(每一年份的 GDP/样本期间总 GDP)×当年 OBTC 值]。

2. 中国农业技术进步的绿色产出偏向

为了探究中国的农业技术进步是否偏向污染物减排,本文根据前文提出的技术进步产出偏向判断方法,将农业期望产出与非期望产出进行对比,识别出 1999—2018 年各地区农业技术进步的产出偏向并分析其变化规律。1999—2018 年中国农业技术偏向减少总磷和总氮排放的省份数的变化趋势如图 4。可见,在研究期间,农业技术进步偏向减少污染物排放的省份数呈波动上升趋势,说明农业技术进步在偏向减少非期望产出的过程中不断受到牺牲环境换取产量增加的生产模式冲击,不过农业发展政策和环境保护制度基本保障了农业绿色发展。值得一提的是,在 2008 年和 2014 年中国农业发展分别受到较大的市场和政策冲击,农业技术进步偏向减少污染物排放的省份数明显下降,反映出农业发展的脆弱性和敏感性。

为了便于表述,下文中“偏向减少污染物排放”以及“偏向减少总磷和总氮排放”也称为“偏向绿色产出”;同理,技术进步的“减少污染物排放偏向”以及“减少总磷和总氮排放偏向”也称为“绿色产出偏向”。

表 7 展示了不同时期八大区域农业技术进步偏向绿色产出的省份占本区域省份总数的比例。在 1999—2018 年,无论哪个区域农业技术进步都显著偏向于绿色产出,且绿色产出偏向程度趋于提高,但区域间的偏向程度有所差异。具体来说,东北地区农业技术进步的绿色产出偏向程度提升显著,其 *OBTC* 也较高,说明东北地区的农业技术进步较好兼顾了产量增长和环境保护。与之相比,南部沿海地区则相反,绿色产出偏向程度和 *OBTC* 都较低。相比而言,东部沿海和南部沿海地区农业技术进步的绿色产出偏向程度不高,而长江中游和黄河中游地区较高,其原因可能在于:后者多是粮食主产区,政府对农业发展的重视程度更高;而前者的经济更多依赖于工业发展,且务工人员众多,粮食增产压力大。值得一提的是,长江中游地区 2006—2012 年农业技术进步的绿色产出偏向程度显著提高,但 *OBTC* 有所下降,说明该区域农业绿色 TFP 增长受环境约束较大。

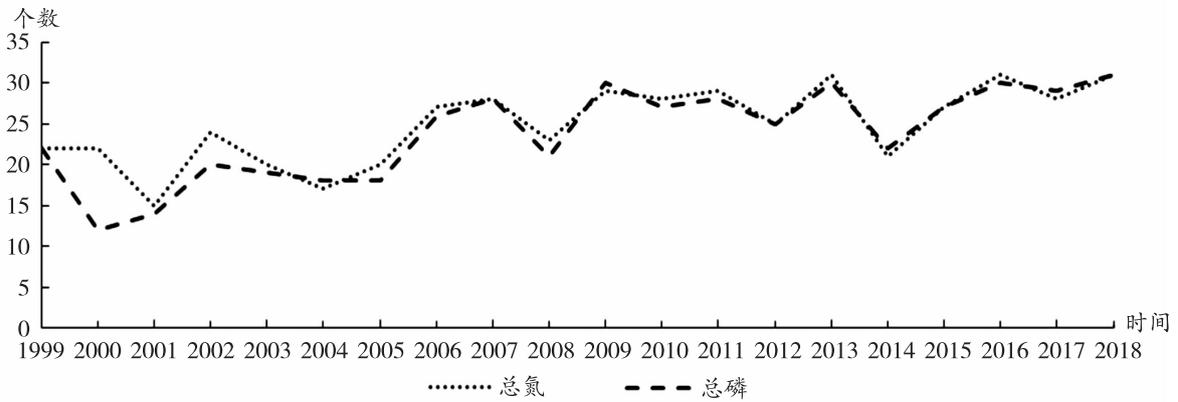


图 4 技术进步偏向减少总氮和总磷排放的省份个数变化趋势

表 7 分时期八大区域农业技术进步偏向减少总氮和总磷排放的省份占比/%

区域	总氮				总磷			
	1999— 2018 年	1999— 2005 年	2006— 2012 年	2013— 2018 年	1999— 2018 年	1999— 2005 年	2006— 2012 年	2013— 2018 年
北部沿海地区	85.00	71.43	100.00	83.33	78.75	57.14	92.86	87.50
东部沿海地区	60.00	66.67	85.71	88.89	71.67	42.86	85.71	88.89
南部沿海地区	70.00	61.90	71.43	77.78	61.67	47.62	66.67	72.22
东北地区	78.33	57.14	85.71	94.44	73.33	47.62	85.71	88.89
长江中游地区	85.00	64.29	96.43	95.83	78.75	42.86	96.43	100.00
黄河中游地区	82.50	71.43	82.14	95.83	86.25	78.57	85.71	95.83
西南地区	81.00	60.00	88.57	96.67	79.00	60.00	82.86	96.67
西北地区	78.00	62.86	82.86	90.00	79.00	65.71	82.86	90.00
全国	80.32	64.52	87.10	90.86	76.94	56.68	85.25	90.86

通过以上分析可以得知,西南和西北地区、黄河中游地区以及东北地区的 *OBTC* 和绿色产出偏向程度逐阶段上升,两者具有一致性。但是,南部沿海地区的 *OBTC* 和绿色产出偏向程度都较低;长江中游地区的农业技术进步虽然偏向绿色产出,但对绿色 TFP 增长的促进作用有限。因此,有关部门应该针对各区域农业生产的具体情况制定差别化的治理政策,着重提升南部沿海地区的农业生产综合实力和长江中游地区的农业产出效率。

3. 中国农业绿色产出偏向型技术进步的主要影响因素

图2和表5显示中国和各地区的农业 *OBTC* 绝大多数大于1。据本文计算,当 *OBTC* 大于1时,偏向绿色产出的省份占比分别为88.91%和82.18%^①。可见,各地区大部分年份的农业 *OBTC* 大于1且与技术进步的绿色产出偏向具有一定一致性,因而通过分析影响累积 *OBTC* 的主要因素可以探悉农业绿色产出偏向型技术进步的演进机制,进而为促进农业经济绿色发展提供政策启示。

本文以混合回归分析作为模型比较和选择的基础。混合回归分析假设不存在个体效应,但固定效应模型的F检验p值为0,表明存在显著的个体效应且固定效应模型优于混合回归模型。个体效应可能以随机效应或固定效应形态存在,究竟使用何种模型需要进行豪斯曼检验。经检验,*COBTC* 影响因素模型在1%的显著水平下拒绝原假设,即固定效应模型更具适用性,因而本文在固定效应模型中同时控制地区效应和时间效应。为了进一步检验分析结果的稳健性,再使用非参数回归进行模型估计^②,参考陈强(2014)的方法^[35],采用能使积分均方误差(IMSE)最小化的Epanechnikov核函数,SE使用Bootstrap抽样500次实现。各模型回归结果见表8。

表8 *COBTC* 影响因素模型回归结果

影响因素	混合回归	个体固定效应	双向固定效应	非参数回归
农村居民收入水平	0.417 2***(0.061 0)	0.139 2***(0.026 1)	0.139 1*(0.076 5)	0.612 1***(0.065 6)
农业人力资本水平	-0.015 7(0.127 8)	0.278 9***(0.104 8)	0.278 9**(0.118 1)	0.026 4***(0.009 9)
农业贡献	-0.354 8(0.314 1)	-0.001 7(0.005 7)	-0.001 7(0.002 4)	0.010 2***(0.002 3)
种植业产业结构	0.263 6*(0.109 2)	0.005 7(0.004 7)	0.005 7***(0.001 6)	0.007 7***(0.001 5)
农业化肥投入	-0.073 6***(0.016 1)	-0.201 3***(0.012 1)	-0.275 8***(0.014 5)	-0.180 1***(0.020 7)
自然灾害情况	0.010 4(0.128 8)	-0.000 9(0.000 7)	-0.000 9(0.000 8)	-0.000 6(0.001 7)
城乡收入差距	0.142 9***(0.025 0)	0.245 8***(0.070 6)	0.245 8***(0.028 3)	0.179 4***(0.025 2)
城市化水平	0.375 2(0.217 4)	-0.011 3***(0.004 4)	-0.011 3***(0.003 5)	-0.006 9***(0.002 5)
财政支农政策	-1.222 5*(0.531 1)	0.014 1*(0.007 8)	0.014 1***(0.004 1)	0.011 0*(0.006 1)
农业价格政策	-0.005 8(0.056 6)	0.002 2***(0.001 1)	0.002 2***(0.000 8)	0.002 4***(0.000 8)
对外开放水平	-0.041 4(0.061 9)	-0.000 3(0.001 9)	-0.000 3(0.000 9)	0.001 0(0.000 8)
常数项	-3.082 2***(0.628 6)	0.832 4(0.799 5)	2.108 9***(0.420 5)	—
R ²	0.464 1	0.774 3	0.893 4	0.973 2
样本数	620	620	620	620
时间效应	—	未控制	控制	—
地区效应	—	控制	控制	—

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号中数字为稳健标准误。

① 本文一共得到 *OBTC* 数据620个(20×31),其中大于1的有505个;技术进步偏向减少总氮排放的有498个,其中,*OBTC* 大于1的有449个;技术进步偏向减少总磷排放的有477个,其中,*OBTC* 大于1的有415个。

② 尽管参数法是计量回归的主流,但是其模型设定时对假定依赖较强,可能产生较大的设定误差。非参数估计法对其进行改进,不对模型的数据分布做具体假定,适用不同类型的总体,可以得出更为普遍的结论。

从农业农村发展来看:(1)“农村居民收入水平”和“农业人力资本水平”与 *COBTC* 显著正相关。一般来讲,农民收入水平和受教育程度的提高,可以增强其接受和采用绿色技术的能力及其绿色生产和环境保护观念,促使其更多地采用先进的农业绿色生产技术,从而促进农业技术进步绿色产出偏向程度的提高。(2)“农业贡献”与 *COBTC* 仅在非参数回归中显著正相关。农业对地区经济的贡献越大,越受地方政府的重视,但其农业规模化水平和现代化程度通常也较低,使得其对农业技术进步绿色产出偏向程度的影响具有不确定性。(3)“种植业产业结构”与 *COBTC* 显著正相关。中国粮食作物生产的化肥利用率较高,而经济作物(尤其是设施蔬菜)生产中的化肥施用量偏高,因此,粮食作物播种面积占比的提高会带来技术进步绿色产出偏向程度的增加。(4)“农业化肥投入”与 *COBTC* 显著负相关,而“自然灾害情况”与 *COBTC* 没有显著相关性。化肥是农业水污染物的主要来源之一,农用化肥量的增加会降低技术进步的绿色产出偏向程度,因而化肥减量增效技术的创新和推广是提高技术进步绿色产出偏向程度的重要路径。自然灾害虽然影响农业生产,但对农业绿色技术的应用影响不大,因而对技术进步的绿色产出偏向程度也没有显著影响。

从城乡关系来看:“城乡收入差距”与 *COBTC* 显著正相关,而“城市化水平”与 *COBTC* 显著负相关。这是因为城市化水平与城乡差距具有一定的负相关性,城市化水平的提高意味着农村劳动力相对减少,农业生产自然会以资本或技术替代劳动;而目前中国农村流出的大多是素质较高的劳动力,导致从事农业生产的劳动力素质较低,其更倾向于采用简单的技术(如大量施用化肥和农药)来替代劳动,进而不利于农业技术进步绿色产出偏向程度的提高。从农业政策来看:“财政支农政策”和“农业价格政策”都与 *COBTC* 显著正相关。农业具有基础性和弱质性,财政支农资金通常用于农业农村的基础设施建设、公共服务供给以及技术创新等方面,有利于农业绿色技术的应用和推广;农产品价格支持政策及农业补贴政策可以改善农业贸易条件,如良种补贴和农机购置补贴等有利于农业机械化的推进和绿色技术的推广,进而提高农业技术进步绿色产出偏向程度,促进农业经济与生态环境的协调发展。此外,对外开放水平与 *COBTC* 没有显著相关性。

五、结论与启示

本文将农业主要水污染物(总氮和总磷)排放量作为非期望产出,采用基于 RDM 方向性距离函数的 DEA 模型测算 1999—2018 年中国农业绿色 TFP 增长指数,分解产出偏向型技术进步指数,分析其时间趋势和区域差异,并判别农业技术进步是否偏向绿色产出(即是否偏向减少水污染排放),进而分析影响中国农业技术进步绿色产出偏向程度的主要因素,主要结论如下:(1)技术进步(*TC*)是农业绿色 TFP 增长的重要来源,而效率比变化(*EC*)阻碍了农业绿色 TFP 增长率的提高;在技术进步中,技术规模变化不利于农业绿色 TFP 增长率的提高,投入偏向型技术进步并未显著促进农业绿色 TFP 增长率的提高,产出偏向型技术进步则是促进农业绿色 TFP 增长率提高的重要动力。(2)中国农业技术进步具有明显的产出偏向性,但存在区域异质性:北部沿海地区、东部沿海地区、东北地区的产出偏向型技术进步对农业绿色 TFP 增长的促进作用明显高于其他地区;大部分区域的产出偏向型技术进步指数呈上升趋势;长江中游地区和南部沿海地区的产出偏向型技术进步指数上升不明显甚至出现下降。(3)总体来看,中国农业技术进步偏向绿色产出,但也存在时空差异:技术进步偏向减少总氮和总磷排放的省份数波动上升,各区域的技术进步绿色产出偏向程度都有所提升;西南地区、西北地区、黄河中游地区以及东北地区的技术进步绿色产出偏向程度较高且上升趋势明显,长江中游地区的技术进步偏向绿色产出但对绿色 TFP 增长的促进作用有限,南部沿海地区的技术进步绿色产出偏向程度较低。(4)农村居民收入水平、农业人力资本水平、粮食播种面积占比、城乡收入差距、农业政策支持力度的提高有利于农业技术进步绿色产出偏向程度的提升,而城市化水平和农业化肥施用量的增加会阻碍农业技术进步绿色产出偏向程度的提升。

以农业水污染为代表的环境问题是中国农业高质量发展的主要障碍之一,在要素资源和生态环境的双重约束下,粗放型农业增长模式难以为继,走绿色发展之路成为必然。分析表明,虽然农业绿色发展受到粗放型生产模式的冲击,但是农业政策和环境规制是农业绿色发展的有力保障。自2004年至今,每年的中央一号文件都聚焦三农领域,国家不断出台强农、惠农和富农政策,并加大政策实施力度(例如取消农业税、发放农业补贴等),这一系列政策措施降低了农民负担,提升了农民收入。再加上高质量农产品需求日益增长和绿色生产理念的普及,使得农户有能力、有需求采用绿色生产技术,降低了污染物排放。另外,“经济靠市场,环保靠政府”,尤其是在2013年以后,中国的环境规制日益加强,亦促使农户和企业选择环境友好型的清洁农业生产技术。然而,农业政策制定中还是存在一些问题,尤其是在前期,由于追求农业产量增长而忽视了政策实施后可能对环境造成的负面影响。如农用化学品使用补贴政策降低了农民生产成本,但也激励农民更多地使用化学品,导致总氮、总磷等污染物的排放量增加。同时,政府对农业污染物排放管理存在滞后和缺位等问题,使得农业生产者排放污染物的成本低于治污成本,如“十一五”时期的畜牧业迅猛发展,畜禽养殖成为造成农业水环境的第一大污染源,而《畜禽养殖管理条例》直到2013年才发布。

因此,政府应进一步加大对农业发展的支持力度和环境规制强度,在不断提升农业生产者绿色生产能力的同时,有效约束农业生产中的环境污染行为。要避免农业资源的“公地悲剧”,建立生态环境损害赔偿机制和有效的资源管理体制。此外,农民收入水平和农业劳动力素质也是影响技术进步绿色产出偏向程度的重要因素,高素质劳动力的大量流出不利农业绿色发展。政府部门应加大农村教育投入,加强农民技能培训,健全农民增收机制,积极引导城市反哺农村,创新和推广低成本的、便于使用的农业绿色生产技术,促进农业绿色生产的推广和普及。同时,基于区域发展的异质性,政策制定和实施过程中还应当避免“一刀切”,既要因地制宜,也要加强区域间经济技术的协作与交流,提高落后地区的农业绿色发展能力和水平,缩小地区间农业高质量发展差异。总之,应从农业支持政策、环境规制、技术供给、生产者发展等多方面多措并举,不断提升中国农业技术进步的绿色产出偏向程度,以实现农业农村的可持续发展。

参考文献:

- [1] 叶初升,惠利.农业生产污染对经济增长绩效的影响程度研究——基于环境全要素生产率的分析[J].中国人口·资源与环境,2016(4):116-125.
- [2] HICKS J R. The theory of wages[M]. London:Macmillan,1932.
- [3] KENNEDY C. Induced bias in innovation and the theory of innovation[J]. Economic Journal,1964,74(295):541-547.
- [4] SAMUELSON P. A theory of induced innovations along Kennedy-Weisacker lines[J]. Review of Economics and Statistics,1965,47(4):444-464.
- [5] AHMADS. On the theory of induced innovation[J]. The Economic Journal,1966,76(302):344-357.
- [6] ACEMOGLUD. Why do new technologies complement skills? Directed technical change and wage inequality[J]. The Quarterly Journal of Economics,1998,113(4):1055-1089.
- [7] ACEMOGLUD. Directed technical change[J]. Review of Economic Studies,2002,69(4):781-810.
- [8] ACEMOGLUD. Patterns of skill premia[J]. Review of Economic Studies,2003,70(2):199-230.
- [9] ACEMOGLUD. Equilibrium bias of technology[J]. Econometrica,2007,75(5):1371-1410.
- [10] ACEMOGLUD, AGHION P, BURSZTYN L, et al. The environment and directed technical change[J]. American Economic Review,2012,102(1):131-166.
- [11] POPP D. Induced Innovation and Energy Prices[J]. American Economic Review, 2002, 92(1): 160-180.
- [12] 杨福霞,徐江川,杨冕,等.能源价格波动、诱导性技术进步与中国环境全要素生产率[J].中国管理科学,2018(11):

- 31-41.
- [13] 李静,池金,吴华清. 基于水资源的工业绿色偏向型技术进步测度与分析[J]. 中国人口·资源与环境,2018(10): 131-142.
- [14] 李谷成,冯中朝. 技术推进抑或效率驱动——一项基于随机前沿生产函数的行业比较研究[J]. 农业技术经济,2010(5): 4-14.
- [15] 白林,万忠,罗其友,等. 中国农业全要素生产率构成及区域趋同性分析——基于1996—2010年 Malmquist 指数法[J]. 农业现代化研究,2012(5):552-555.
- [16] 潘丹,应瑞瑶. 资源环境约束下的中国农业全要素生产率增长研究[J]. 资源科学,2013(7):1329-1338.
- [17] 李谷成. 中国农业的绿色生产率革命:1978—2008年[J]. 经济学(季刊),2014(2):537-558.
- [18] 杜江,王锐,王新华. 环境全要素生产率与农业增长:基于 DEA-GML 指数与面板 Tobit 模型的两阶段分析[J]. 中国农村经济,2016(3):65-81.
- [19] 吴丽丽,李谷成,周晓时. 要素禀赋变化与中国农业增长路径选择[J]. 中国人口·资源与环境,2015(8):144-152.
- [20] 尹朝静,付明辉,李谷成. 技术进步偏向、要素配置偏向与农业全要素生产率增长[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2018(5):50-59.
- [21] 王雅俊,王书斌. 广东省农业技术偏向与劳动力调整的定向分析[J]. 中国人口·资源与环境,2011(1):115-120.
- [22] ZHUS, XU X, REN X J, et al. Modeling technological bias and factor input behavior in China's wheat production sector[J]. Economic Modelling, 2016, 53(2):245-253.
- [23] 王林辉,袁礼. 要素丰裕度、技术进步偏向性与中国农业部门要素收入分配结构[J]. 东北师大学报(哲学社会科学版), 2015(1):70-80.
- [24] 张俊,钟春平. 偏向型技术进步理论:研究进展及争议[J]. 经济评论,2014(5):148-160.
- [25] 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.
- [26] FÅRE R, GRIFELL-TATJÉ E, GROSSKOPF S, et al. Biased technical change and the malmquist productivity index [J]. Scandinavian Journal of Economics, 1997, 99(1):119-127.
- [27] WEBERW L, DOMAZLICKY B R. Total factor productivity growth in manufacturing: A regional approach using linear programming[J]. Regional Science and Urban Economics, 1999, 29(1):105-122.
- [28] PORTELAM C A S, THANASSOULIS E, SIMPSON G. Negative data in DEA: A directional distance approach applied to bank branches[J]. Journal of the Operational Research Society, 2004, 55(10):1111-1121.
- [29] 高帆. 我国区域农业全要素生产率的演变趋势与影响因素——基于省际面板数据的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2015(5):3-19.
- [30] 潘丹. 考虑资源环境因素的中国农业生产率研究[D]. 南京农业大学, 2012.
- [31] 李谷成. 中国农村经济制度变迁、农业生产绩效与动态演进——基于1978—2005年省际面板数据的 DEA 实证[J]. 制度经济学研究, 2009(3):20-54.
- [32] PANAYOTOU T. Demystifying the environmental Kuznets curve: turning a black box into a policy tool[J]. Environment and Development Economics, 1997, 2(4): 465-484.
- [33] 宗虎民,袁秀堂,王立军,等. 我国海水养殖业氮、磷产出量的初步评估[J]. 海洋环境科学, 2017(3):336-342.
- [34] 杨骞,刘华军. 污染排放约束下中国农业水资源效率的区域差异与影响因素[J]. 数量经济技术经济研究, 2015(1): 114-128.
- [35] 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用[M]. 2 版. 北京:高等教育出版社, 2014.

(下转第 105 页)

globalization, enlarge foreign openness, and optimize export product structure and export space pattern to effectively promote export trade efficiency.

Key words: system quality; export trade efficiency; export trade potential; value-added trade; trade friction; one step method

CLC number: F746.12; F125

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2020)03-0093-13

(编辑:段文娟)

(上接第 50 页)

Research on Green Output Bias of China's Agricultural Technology Progress and Its Influence Factors: Bias Decomposition of Technology Progress Output Based on Agricultural Green TFP Growth during 1999-2018

LI Jing, ZHANG Chuan-hui

(School of Economics, Hefei University of Technology, Hefei 230601, Anhui, China)

Abstract: Environmental pollution becomes one of the main barriers for high-quality development of agriculture while China's agricultural production continues to grow. Taking the emission quantity of agricultural water pollutants (total nitrogen and total phosphorus) as non-expected output, based on the nonparametric directional distance function model, this paper measures and decomposes the growth index of agricultural green total factor productivity of China's agriculture during 1999-2018 and further analyzes the output bias of technology progress and its influence factors. The results show that the green total factor productivity of China's agriculture continues to grow, and the output biased technology progress is the important source of agricultural green TFP growth, China's agricultural technology progress has obvious output bias, is totally green output biased (bias of pollutants emission reduction), shows the fluctuated rise of the number of the provinces that technology progress reduces the emission of total nitrogen and total phosphorus and displays the rise of all biased extent of technology progress green output but has spatio-temporal difference. The promotion of rural residents income level, agricultural human capital level, the ratio of grain planting area, urban-rural income gap, and agricultural policy support degree is conducive to the improvement of the biased extent of the green output of agricultural technology, however, the increase of urbanization level and agricultural fertilizers utilizing amount can prevent the rise of the biased extent of the green output of agricultural technology progress. The biased extent of the green output of agricultural technology progress should be continuously boosted by multi-measure such as agricultural support policies, environment regulation, green technology supply, agricultural producer development and so on so as to realize the sustainable development of agriculture and villages.

Key words: agricultural technology progress; green total factor productivity; biased technological progress; green output bias; directional distance function; agricultural green technology; agricultural green development

CLC number: F303.2; F224.0

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2020)03-0036-15

(编辑:夏冬)