

引用格式:王萍萍,韩一军,张益,等.中国农业化肥施用技术效率演变特征及影响因素[J].资源科学,2020,42(9):1764-1776.
[Wang P P, Han Y J, Zhang Y, et al. Characteristics of change and influencing factors of the technical efficiency of chemical fertilizer use for agricultural production in China[J]. Resources Science, 2020, 42(9): 1764-1776.] DOI: 10.18402/resci.2020.09.11

中国农业化肥施用技术效率演变特征及影响因素

王萍萍¹,韩一军²,张益³

(1. 北京大学国家发展研究院,北京 100871;2. 中国农业大学经济管理学院,北京 100083;
3. 中国热带农业科学院科技信息研究所,海口 571101)

摘要:中国化肥不合理的施用和农业绿色发展之间的矛盾越来越突出,探索农业生产过程中化肥施用技术效率的演变及影响因素,对于推动农业绿色发展、实施乡村振兴具有重要的现实意义。本文以1991—2017年28个省(市、区)的省级面板数据为研究对象,采用随机前沿分析方法对各省(市、区)的化肥施用技术效率测算。发现:①过去近30年里中国农业化肥施用技术效率呈现出不断增长的态势,2015—2017年各地区的化肥施用技术效率的均值要明显高于1998—2014年间以及1991—1997年间的效率均值;从区域差异来看,东部地区的化肥施用技术效率要明显高于西部和中部地区;②通过Moran's *I*指数分析发现,中国各省市化肥施用技术效率存在空间相关关系,且随着时间的推移,这种空间相关关系越来越强烈;③运用空间杜宾模型分析化肥施用技术效率的影响因素发现,劳动力非农就业比重对化肥施用技术效率产生了显著的负向影响,收入水平产生了正向的溢出效应,而城镇化率则产生了负向的溢出效应。未来,各地区在化肥施用的过程中,不仅要关注本地区的化肥施用情况,更应加强地区间的合作、交流,以促进化肥施用技术效率的共同提升。

关键词:农业化肥施用;技术效率;空间杜宾模型;影响因素;中国

DOI :10.18402/resci.2020.09.11

1 引言

农业生产中化学要素特别是化肥的投入对促进农业发展、保障粮食安全起到了巨大的作用^[1]。1978—2017年间,中国农业化肥施用量由884万t增长到了5859万t,中国粮食产量由30477万t增加到了66161万t,创造了用不到世界10%的耕地养活了世界20%人口的奇迹^[2]。但是,化肥施用量在快速增长的同时也产生单位面积施用水平过高、化肥利用效率低下、环境污染等问题^[3]。中华人民共和国农业部2015年发布的《到2020年化肥使用量零增长行动方案》^[4]中指出,2013年中国农作物单位化肥的施用量为330 kg/hm²,远高于世界平均水平(120

kg/hm²),是美国的2.6倍,欧盟的2.5倍。第一次全国污染源普查公报数据显示,2007年中国农业化学需氧量、总氮和总磷的排放量分别为1324万t、270万t和28万t,分别占全国各类污染物排放总量的43.7%、57.2%和67.4%,造成了严重的农业面源污染问题。中国每年仅在粮食和蔬菜上施用的氮肥流失量就达到了17.4万t,利用效率的低下使氮肥大量流失到环境中,导致地表水富营养化、地下水硝酸盐富集和酸雨形成,同时通过化学反应挥发进入空气,造成空气中温室气体含量的上升^[5-7]。由于化肥施用技术效率低而造成的农业面源污染已成为中国环境保护的重点和难点。

收稿日期:2019-10-15;修订日期:2020-06-04

基金项目:2019年海南省自然科学基金青年基金项目(719QN285)。

作者简介:王萍萍,女,山东烟台人,博士,研究方向为农业资源环境。E-mail: wppprivate@126.com

通讯作者:张益,男,山西大同人,博士,研究方向为农业经济政策。E-mail: zhangyihainan@163.com

2020年9月

提高化肥施用技术效率是解决当前化肥过量施用问题的关键^[8,9]。为此,农业部2005年启动了测土配方施肥补贴资金试点项目并下发了《2010年全国测土配方施肥普及行动工作方案》^[10]的通知,2015年2月17日启动了《到2020年化肥使用量零增长行动方案》^[4],2012—2019年的中央一号文件都强调了化肥污染的治理问题,上述文件和通知的出台体现了国家对于提高化肥利用率的高度重视,也充分反映了政府进行削减化肥施用量的决心。但因中国农业化肥施用的体量巨大,减肥任务仍任重而道远。

鉴于提升化肥施用效率问题的紧迫性,学者们从不同的视角(农学、经济学)、运用不同的方法(参数方法和非参数方法)和数据(宏观统计数据、微观调查数据)对中国农业化肥施用技术效率进行了测度,目的是对中国农业化肥施用技术效率的变化趋势及关键影响因素作出准确的判断^[8,9,11],但已有的研究并没有得出较为一致的结论。这种差异不仅体现在中国农业化肥施用技术效率的测度值方面^[9,12-14],更为重要的是,在研究过程中,鲜有文献考虑到空间因素对化肥施用技术效率的影响。随着中国农业市场的日趋完善和区域间开放、交流程度的不断提高,农业生产要素在区域间的流动越来越频繁^[15],空间已成为影响中国农业生产的一个不可忽略的因素^[11]。不同地区由于资源禀赋、农业发展水平等方面的差异而导致的化肥施用技术效率的差异在空间上如何分布?随着时间的推移,这种空间上的差异又将如何演变?空间因素对化肥施用技术效率产生了何种影响?空间视角下各因素对化肥施用技术效率的影响有何不同?研究清楚上述问题将有助于认识中国农业化肥施用技术效率的变化趋势,客观了解化肥施用技术效率空间上的差异和时间上的演变,这对于提高化肥施用技术效率,降低化肥施用量以及对中国农业的可持续发展和现代农业的实现具有重要意义。

综上,本文以1991—2017年中国省级农业生产数据为研究单元,采用随机前沿分析方法对中国农业的化肥施用技术效率进行测算,并运用Kernel核密度估计方法分析其在时间上的变化趋势,在此基

础上,运用Moran's I 以及3种空间面板模型研究化肥施用技术效率在空间上的演变规律以及各因素对化肥施用技术效率的影响,以此为基础,为提高中国农业化肥施用技术效率,降低化肥施用量提供一定的政策建议。

2 研究方法

2.1 化肥施用技术效率的测度

目前对于单要素投入技术效率的测算方法主要有两种:参数方法(SFA,随机前沿分析)和非参数方法(DEA,数据包络分析),由于农业生产过程受多种因素的影响,SFA可以将这些随机因素纳入到经典白噪声项中,此外,SFA方法可以进行一系列的检验,以确定符合数据的生产函数模型^[16],因此,SFA在农业生产效率测度领域比DEA更具有优势。本文采用SFA方法对中国农业化肥施用的技术效率进行估算,SFA的基本模型表述如下:

$$\ln Y_{it} = \ln f(X_{it}; \beta) + v_{it} - \mu_{it} \quad (1)$$

式中: Y_{it} 为省份*i*在*t*年的产出; X_{it} 为省份*i*在*t*年投入,包括劳动、机械、土地和化肥; β 为待估参数; $f(\cdot)$ 为具有效率的生产函数; v_{it} 为随机误差项,并假定 $v_{it} \sim iid N(0, \sigma_v^2)$; μ_{it} 为技术无效率项; v_{it} 和 μ_{it} 是相互独立的。对于 $f(\cdot)$ 的设定在实际研究中有多种形式,C-D函数和Translog函数是两种常用的函数形式,对于 μ_{it} 的分布也有两种形式,一种是假定 $\mu_{it} \sim iid N(0, \sigma_u^2)$,称为时不变函数(Time-invariant Model),另一种是假定 $\mu_{it} = \exp\{-\eta(t - T_i)\} \mu_i$, T_i 为省份*i*的前一年, η 为时变系数,称为时变模型(Time-varying Model)。为了研究的准确性,本文通过LR检验得出,Translog函数的时变模型更符合本文的数据。参考已有文献^[17]的普遍处理方式,选取劳动(S)、机械(C)、土地(L)以及化肥(F)作为投入要素,式(1)则可改写为如下形式:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln S_{it} + \beta_2 \ln C_{it} + \beta_3 \ln L_{it} + \beta_4 \ln F_{it} + \\ & \beta_5 T + \beta_6 \ln S_{it} \ln S_{it} + \beta_7 \ln C_{it} \ln C_{it} + \\ & \beta_8 \ln L_{it} \ln L_{it} + \beta_9 \ln F_{it} \ln F_{it} + \beta_{10} \ln T^2 + \\ & \beta_{11} \ln S_{it} \ln C_{it} + \beta_{12} \ln S_{it} \ln L_{it} + \\ & \beta_{13} \ln S_{it} \ln F_{it} + \beta_{14} \ln C_{it} \ln L_{it} + \\ & \beta_{15} \ln C_{it} \ln F_{it} + \beta_{16} \ln L_{it} \ln F_{it} + \beta_{17} T \ln S_{it} + \\ & \beta_{18} T \ln C_{it} + \beta_{19} T \ln L_{it} + \beta_{20} T \ln F_{it} + v_{it} - \mu_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

式中： S_{it} 、 C_{it} 、 L_{it} 以及 F_{it} 分别为省份*i*在*t*年的劳动投入、机械投入、土地投入和化肥投入； T 为时间趋势变量。 $\beta_0 - \beta_{20}$ 为待估参数。

根据 Battese 等^[18]的设定,技术效率(TE)可表示为:

$$TE_{it} = \exp(-\mu_{it}), 0 \leq \exp(-\mu_{it}) \leq 1 \quad (3)$$

技术效率反映的是实际产出与可能实现的最大产出的比值。为了进一步得到单要素(化肥)的技术效率,假定式(2)中的 $\mu_{it} = 0$,即假定生产是非常有效率的,此时的农业生产位于生产的有效前沿面上,那么在保持劳动、机械、土地投入和产出不变化的情况下,将化肥减少到可能的最小投入量 F_{it}^a 时获得的产出可表示为 $Y_{it}^a = f(S_{it}, C_{it}, L_{it}, F_{it}^a)$,则式(2)可表示为:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it}^a = & \beta_0 + \beta_1 \ln S_{it} + \beta_2 \ln C_{it} + \beta_3 \ln L_{it} + \beta_4 \ln F_{it}^a + \\ & \beta_5 T + \beta_6 \ln S_{it} \ln S_{it} + \beta_7 \ln C_{it} \ln C_{it} + \\ & \beta_8 \ln L_{it} \ln L_{it} + \beta_9 \ln F_{it}^a \ln F_{it}^a + \beta_{10} \ln T^2 + \\ & \beta_{11} \ln S_{it} \ln C_{it} + \beta_{12} \ln S_{it} \ln L_{it} + \beta_{13} \ln S_{it} \ln F_{it}^a + \\ & \beta_{14} \ln C_{it} \ln L_{it} + \beta_{15} \ln C_{it} \ln F_{it}^a + \beta_{16} \ln L_{it} \ln F_{it}^a + \\ & \beta_{17} T \ln S_{it} + \beta_{18} T \ln C_{it} + \beta_{19} T \ln L_{it} + \beta_{20} T \ln F_{it}^a + v_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

由于式(2)和式(4)的产出相等,二式相减可得到式(5):

$$\begin{aligned} & \beta_4 (\ln F_{it}^a - \ln F_{it}) + \beta_9 (\ln F_{it}^a \ln F_{it}^a - \ln F_{it} \ln F_{it}) + \\ & \beta_{13} \ln S_{it} (\ln F_{it}^a - \ln F_{it}) + \beta_{15} \ln C_{it} (\ln F_{it}^a - \ln F_{it}) + \\ & \beta_{16} \ln L_{it} (\ln F_{it}^a - \ln F_{it}) + \beta_{20} t (\ln F_{it}^a - \ln F_{it}) + \mu_{it} = 0 \end{aligned} \quad (5)$$

根据化肥施用技术效率(FTE_{it})的计算公式: $\ln FTE_{it} = \ln F_{it}^a - \ln F_{it}$,并结合式(2)、(4)、(5)可得到化肥施用技术效率的具体表达式:

$$\begin{aligned} FTE_{it} = & \exp(-\theta_F + \sqrt{\theta_F^2 - 4\beta_9 \mu_{it} / 2\beta_9}) \\ \theta_F = & \frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln F_{it}} = \beta_4 + 2\beta_9 \ln F_{it} + \beta_{13} \ln S_{it} + \\ & \beta_{15} \ln C_{it} + \beta_{16} \ln L_{it} + \beta_{20} T \end{aligned} \quad (6)$$

式中: FTE_{it} 为省份*i*在*t*年的化肥施用技术效率, θ_F 为化肥的产出弹性,其他变量的含义同式(2)。

2.2 Moran's I 指数

各地区的化肥施用技术效率由于农业资源禀赋的不同会存在一定的差异性,但根据 Tobler^[19]“地理学第一定律”指出,任何事物都存在一定的联系,

而且随着距离的缩短,这种联系会越来越紧密。此外,随着农业生产要素区域间流动越来越频繁,空间因素已成为影响中国农业生产的一个不可忽略的因素^[11,15]。这就意味着化肥施用技术效率在空间上可能存在一定的空间相关关系。为此,对化肥施用技术效率的空间相关关系进行检验就显得尤为重要。本文将采用检验空间相关关系最为流行的 Moran's I 来测度不同地区化肥施用技术效率的空间相关关系。Moran's I 可表述为下式:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (7)$$

式中: $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$ 为样本的方差; w_{ij} 为空间权重矩阵; x_i 和 x_j 为空间位置*i*和*j*的观察值。 I 的取值介于-1~1之间,大于0表示空间正相关,小于0为空间负相关,等于0表示空间不相关。

本文将选取地理邻接空间权重矩阵(w_1),具体表示如下:

$$\begin{aligned} & \text{地理邻接空间权重矩阵:} \\ w_1 = w_{ij} = & \begin{cases} 1, & i \text{ 与 } j \text{ 空间邻接} \\ 0, & i \text{ 与 } j \text{ 空间不邻接} \end{cases} \end{aligned} \quad (8)$$

2.3 空间计量模型

常见的空间计量模型有3种,空间自回归模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)^[20,21]。空间自回归模型假定被解释变量的空间滞后项对模型解释存在一定的影响,因此,将被解释变量的空间滞后项作为一个解释变量引入模型中;空间误差模型认为存在一些不可忽视的误差会对模型的因变量产生影响,因此将误差项引入模型自变量的一侧,以此来反映空间误差项对该模型的影响;空间杜宾模型是空间自回归模型和空间误差模型的综合体,既考虑了被解释变量的空间滞后项,又考虑了误差项对模型的影响,因此,一般来说,空间杜宾模型相比于空间自回归模型和空间误差模型具有更强的解释能力。然而,最后应该采用何种模型进行回归,应根据 LM 检验和 Wald 检验的检验结果来判定,此外,还需用根据 Hausman 检验的结果来确定采用固定效应还是随机效应。3种空

2020年9月

间面板模型的具体表述如下:

SAR模型:

$$\ln FTE_{i,t} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln FTE_{j,t} + \sum_{k=1}^n \theta_k \ln X_{k,i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

SEM模型:

$$\ln FTE_{i,t} = \sum_{k=1}^n \theta_k \ln X_{k,i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varphi_{i,t} \quad (10)$$

$$\varphi_{i,t} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} \varphi_{j,t} + \varepsilon_{i,t}$$

SDM模型:

$$\ln FTE_{i,t} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln FTE_{j,t} + \sum_{k=1}^n \theta_k \ln X_{k,i,t} + \phi_k \sum_{j=1, k=1}^n w_{ij} \ln X_{k,i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

式中: $FTE_{i,t}$ 和 $FTE_{j,t}$ 分别为 i 省份和 j 省份在 t 期的化肥施用技术效率; ρ 为空间效应的回归系数; $\varphi_{i,t}$ 为空间自相关的误差项; ϕ_k 为控制变量与空间权重矩阵交互效应的回归系数; θ_k 为控制变量 $X_{k,i,t}$ 的估计系数; μ_i 和 λ_t 分别为个体固定效应和时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项, 并假定满足 $\varepsilon_{i,t} \sim iid(0, \sigma^2)$ 。

3 指标与数据来源

本文以1991年为研究起点,所有数据均来自《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《新中国50年统计资料汇编》,由于1997年开始重庆从四川省中分离出来,我们无法获取1997年之前的重庆数据,为此本文将四川和重庆合并进行研究。此外,西藏、香港、澳门和台湾由于数据的缺失,海南省由于不与任何省份相邻接,因此上述地区不在本文的研究范围内。本文最终得到28个省(市、区)1991—2017年的面板数据。

在进行化肥施用技术效率测度的投入产出指标体系构建方面,本文参考已有文献^[9,17]的普遍处理方式,选取农业从业人员数(万人)、农作物播种面积(千 hm^2)、农业机械总动力(万 kW)以及农业化肥施用量(折纯量)(万 t)分别表示农业生产过程中的劳动投入、土地投入、机械投入和化肥投入,以农业的总产值(亿元)作为产出,并进行了价格指数平减。需要注意的是,由于无法获取农业从业人员数这一指标,本文用农林牧渔从业人员数乘以农业总

产值占农林牧渔业总产值的比值来代表农业从业人员数量。

参考已有文献关于中国农业化肥施用技术效率的影响因素研究^[5,16],并考虑到数据的可获得性,本文选取如下影响因素:①收入水平(*Income*),用不变价格的家庭人均收入对数表示;②劳动力非农就业比例(*Trlabor*),用农村外出务工的人数占乡村从业人员数量的比重来表示,其中农村外出务工人数等于乡村从业人员数减去农林牧渔业的从业人员数;③农作物的成灾率(*Pdisa*),用农作物当年的成灾面积占农作物播种面积的比率来表示;④有效灌溉率(*Irrig*),用农作物的有效灌溉面积占农作物播种面积的比重来表示;⑤城镇化水平(*Citizen*),用城市常住人口占总人口的比重来表示;⑥农业产业结构(*Struc*),用粮食作物的播种面积占农作物播种面积的比重来表示;⑦气温(*Temp*),用省会城市的年均温度(摄氏度)来表示;⑧降雨量(*Rain*):用省会城市的年均降雨量(mm)来表示。

4 结果与分析

4.1 中国农业化肥施用技术效率的测度

在进行中国农业化肥施用技术效率的测度之前,本文首先对1991—2017年中国农业生产的投入产出数据进行了分析。根据改革开放以来的中国化肥流通体制改革可划分为3个阶段,1997年以前的化肥供给的逐步放开阶段,1998年以后,化肥供给的市场化阶段。化肥进入市场化阶段以后,由于化肥的大量投入,国家从2015年开始对化肥进行减施调控,并出台了《到2020年化肥使用量零增长行动方案》,因此,2015—2017年划分为化肥的另一个阶段。需要注意的是,从2005年开始,国家虽然开始实施测土配方施肥政策,后续的中央一号文件也对化肥的施用进行了相应规定,但2015年之前都没有强调化肥减施的问题,这也是将2015—2017年划分为化肥改革第三阶段的一个重要依据。整个研究区间,农业总产值呈现出不断增长的趋势,但随着时间的推移,增长速度有所放缓。对于劳动投入而言,其投入的增长速度是负值,这主要因为城镇化、工业化的推进,农村剩余劳动力大规模的转向了城市,使得从事农业生产的劳动力数量有所下

降。对于土地投入、化肥投入和机械投入而言,在2015年以前投入都是增加的,但从2015年开始其投入变为负增长,其中化肥投入的减少是国家化肥减施调控政策作用的结果(表1),农业机械总动力下降是由于农业机械不断更新换代,小型农机不断被大型农机所替代所致。

一般来说,运用SFA方法进行效率测度所面临的重大质疑就是模型设定的准确性,为了保证模型设定的准确性,表2列出了运用LR方法进行模型选

择的相关检验。结果显示,在1%的显著性水平下,各个假设下的LR统计量均大于相应的临界值,均拒绝原假设,因此本文设定的Translog生产函数的时变模型运用SFA方法测算化肥施用技术效率是合理可靠的。

采用SFA方法,假定生产函数为Translog形式的时变模型得到的回归结果见表3。表3的回归结果表明,设定的回归模型,其绝大部分的系数是显著的,此外, η 在1%水平下是显著的,这进一步说

表1 1991—2017年中国农业生产投入产出的描述性统计

Table 1 The statistics of China's agricultural production input and output, 1991-2017

	农业产出水平年度均值		农业投入产出的年均增长率/%		
	1991	2017	1991—1997	1998—2014	2015—2017
农业总产值/亿元	113.57	440.50	7.19	4.79	3.32
劳动投入/万人	1211.90	932.70	-0.15	-1.01	-0.19
土地投入/千hm ²	5304.81	5906.00	0.39	0.06	-1.40
化肥投入/万t	99.62	207.20	6.14	2.42	-1.63
机械投入/万kW	1042.97	3488.90	4.86	5.30	-2.43

表2 效率测算模型的检验

Table 2 Tests of efficiency measurement model

模型	Null hypothesis	log likelihood	LR test	$\chi^2_{0.05}(q+1)$	结果
C-D函数	$\beta_6, \dots, \beta_{20} = 0$	780.35	504.32	26.30	拒绝
技术无进步	$\beta_5, \beta_{10}, \beta_{17}, \dots, \beta_{20}$	885.79	293.45	12.59	拒绝
技术非中性	$\beta_{17}, \dots, \beta_{20}$	1002.39	60.25	9.49	拒绝
时不变模型	η	588.26	888.51	5.99	拒绝

注:LR服从混合卡方分布,其临界值参照Kodde等^[22], q 为原假设中参数为零的个数。

表3 随机前沿函数参数估计结果

Table 3 Results of stochastic frontier function estimation

变量	系数	标准误	变量	系数	标准误
常数项	2.517***	0.934	ln S ln L	0.185***	0.055
ln S	0.198	0.174	ln S ln F	0.243***	0.040
ln C	-0.014	0.170	ln L ln C	0.131***	0.049
ln L	-0.585*	0.308	ln F ln C	-0.003	0.031
ln F	0.627***	0.173	ln L ln F	-0.210***	0.032
T	0.106***	0.010	T ln S	-0.003	0.003
(ln S) ²	0.081***	0.030	T ln C	0.001	0.002
(ln C) ²	0.031	0.020	T ln L	-0.012***	0.003
(ln L) ²	-0.018	0.046	T ln F	0.015***	0.002
(ln F) ²	-0.053***	0.016	η	-0.010***	0.001
T ²	-0.001***	0.000	σ^2	-0.956**	0.475
ln S ln C	-0.220***	0.037	log likelihood	1032.515	

注:***, **, *分别表示1%, 5%和10%的显著性水平。

2020年9月

明了本文在进行化肥施用技术效率测算时所设定的生产函数是科学合理的。

4.2 中国农业化肥施用技术效率的时间演变

运用 stata 软件,设定函数为 Translog 的时变模型,采用 SFA 方法计算出了 1991—2017 年 28 个省(市、区)27 年的中国农业化肥施用技术效率,据此分析 1991 年以来中国农业化肥施用技术效率的发展趋势。图 1 列出了中国农业化肥施用技术效率的走势及其年均增长率,通过观察图可以发现,除个别年份(2004 年、2007 年、2008 年和 2010 年)外,其他年份化肥施用技术效率的年均增长率均大于 0,说明 27 年里中国农业化肥施用技术效率呈现出不断增长的态势。需要说明的是,中国农业化肥施用技术效率的年均增长率虽然在个别年份(2004 年、2007 年、2008 年和 2010 年)没有增加,而上述年份又是中国比较强调重视科学施肥的年份,造成上述结果的原因有两个,一是强调科学施肥的时间与农业生产的时间不重合,可能科学施肥政策出台时已过了农时,而该政策的效果会在第二年显现;二是计算方法的问题,本文测度的中国农业化肥施用技术效率是大农业口径的,而科学施肥政策往往是针对具体作物,可能某种作物的化肥施用技术效率确实有提高,但对于整体农业的化肥施用技术效率的提高而言却微乎其微,文章后续会进行关于上述年份具体作物化肥施用技术效率的研究,以为本文的研究结论提供更加充分的证据。研究还发现,随着时间的推移,中国农业化肥施用技术效率的增长率

动态波动,特别是从 1997 年开始,中国农业化肥施用技术效率的年均增长率开始下降,但从 2011 年开始其增长速度开始不断提升,这可能与国家制定的一系列减少化肥施用的政策有关。

为了进一步分析中国农业化肥施用技术效率的变化趋势以及各地区化肥施用技术效率的差异,图 2 列出了 3 个阶段(1991—1997 年,1998—2014 年,2015—2017 年)、3 个地区(东部、中部、西部,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、山东、福建和广东;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括内蒙古、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆)^[23]化肥施用技术效率的变化趋势。首先,2015—2017 年各地区化肥施用技术效率的均值要明显高于 1998—2014 年以及 1991—1997 年,这说明随着时间的推移,化肥施用的技术效率是不断提高的。其次,通过对比东、中、西 3 个地区的化肥施用技术效率可以发现,东部地区最高,产生上述结果的原因有两个,一是东部地区的农业技术水平进步较快,在进行农业生产的过程中可以用较少的化肥投入实现更多的农业产出,而中部和西部地区在进行农业生产的过程还是过多的依赖更多的化肥投入来增加农业产出^[24],在生产的过程中也造成了一定程度的化肥流失和浪费;二是由于自然环境因素,虽然已有的研究表明经济作物的化肥施用技术效率要明显高于粮食作物,而西部地区是经济作物种植的集中区域,如棉花、西红柿等,理论上而

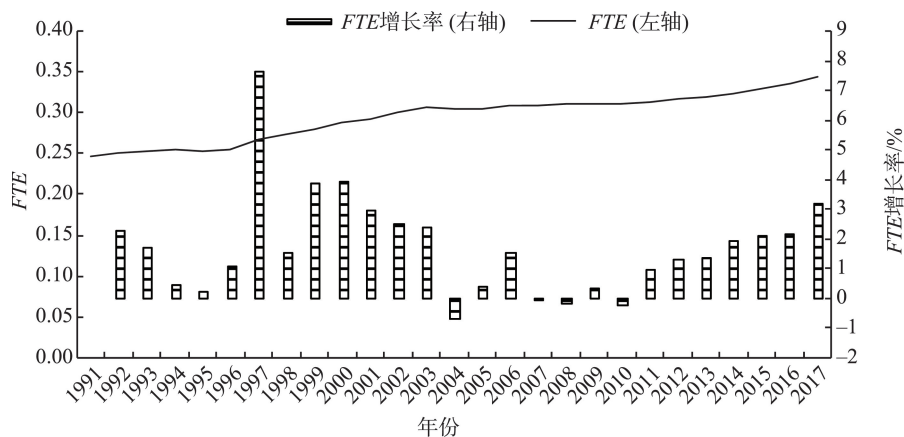


图1 1991—2017年中国农业化肥施用技术效率及其年均增长率

Figure 1 China's agricultural chemical fertilizer use technical efficiency and its average annual growth rate, 1991-2017

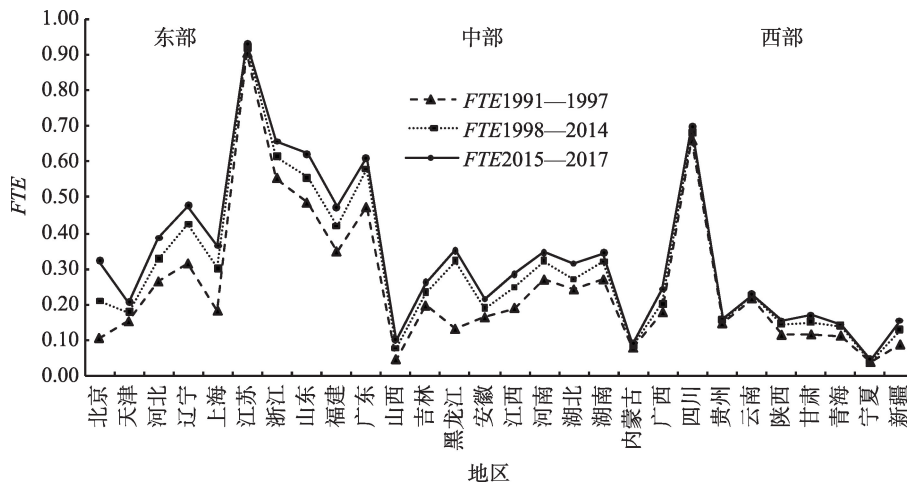


图2 各地区不同时期化肥施用技术效率

Figure 2 Technical efficiency of chemical fertilizer in different periods for various regions

言,西部地区的化肥施用技术效率应该相对较高,但由于西部地区自然环境比较恶劣,水土流失严重,不利于化肥的吸收利用,从而使得西部地区的化肥施用技术效率相对较低。

为进一步探索各省(市、区)化肥施用技术效率随时间演变的集聚差异,采用高斯正态分布的非参数 Kernel 密度函数^[25],按照中国化肥流通体制改革的3个起始时间,选择1991年、1998年、2015年和2017年共4年为观测点进行 Kernel 的核密度估计,得到不同时间点化肥施用技术效率的分布情况(图3)。由图可以看出,中国农业化肥施用技术效率呈现出了由左向右、波峰从高到低的演变特征,这表明化肥施用技术效率随着时间的变化在不断的提

升,区域间的差异开始不断缩小。20世纪90年代初期,各区域间由于资源禀赋、技术水平的差异使得各地区的化肥施用技术效率存在一定的差距,波峰较高,但随着时间的推移,波峰不断下降并且向右移动,说明区域间化肥施用技术效率的差距在不断缩小,且整体效率水平在不断提升。

4.3 中国农业化肥施用技术效率的空间相关性分析

为了检验化肥施用技术效率的空间相关关系,表4列出了基于地理邻接空间权重矩阵计算出全局

表4 1991—2017年各省市化肥施用技术效率的 Moran's I 指数

Table 4 Moran's I index of chemical fertilizer use technical efficiency, 1991-2017

年份	Moran's I	P 值	年份	Moran's I	P 值
1991	0.159	0.090	2005	0.197	0.051
1992	0.168	0.077	2006	0.190	0.058
1993	0.161	0.089	2007	0.207	0.042
1994	0.173	0.072	2008	0.206	0.043
1995	0.178	0.064	2009	0.209	0.041
1996	0.184	0.057	2010	0.190	0.058
1997	0.193	0.049	2011	0.192	0.057
1998	0.203	0.041	2012	0.223	0.031
1999	0.202	0.043	2013	0.223	0.031
2000	0.193	0.052	2014	0.219	0.034
2001	0.200	0.045	2015	0.225	0.030
2002	0.203	0.044	2016	0.231	0.027
2003	0.200	0.047	2017	0.246	0.020
2004	0.200	0.047			

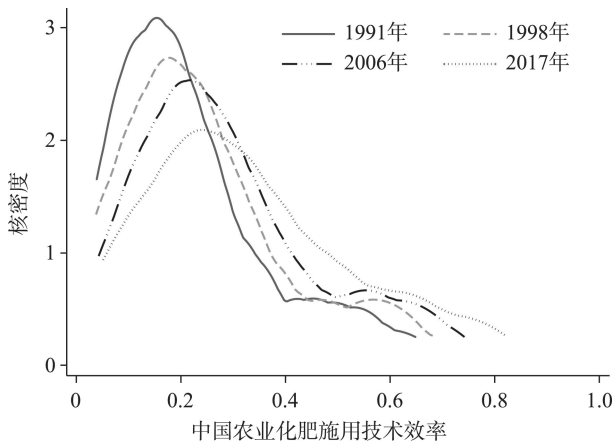


图3 中国农业化肥施用技术效率的 Kernel 密度估计

Figure 3 Kernel density estimation of China's agricultural chemical fertilizer use technical efficiency

2020年9月

Moran's I 指数,结果表明,1991—2017年的 Moran' I 指数集中在 0.15~0.25 之间,且都在 10% 的显著性水平下显著,这说明中国各省(市、区)化肥施用技术效率存在空间相关关系。此外,随着时间的推移, Moran's I 指数逐渐增大,这说明由于区域间农业生产要素的流动、农业技术推广项目的推进,随着时间的推移地区间化肥施用技术效率相互影响的作用不断增强,技术溢出效应在化肥施用过程中发挥着越来越重要的作用^[26]。

4.4 中国农业化肥施用技术效率的空间计量检验

表 5 列出了 3 种空间回归模型的回归结果,结果表明,3 个模型都存在空间效应(ρ 和 λ 都显著),各个影响因素的显著性及对化肥施用技术效率的影响方向大体相同,收入水平($Income$)、劳动力非农就业比重($Trlabor$)都对化肥施用技术效率产生了显著的负向影响,而灌溉率($Irrig$)有利于提高化肥施用的技术效率。为了确保结果的准确性,本文通过 LM 检验和 Wald 检验来确定最优的模型,然后通过 Hausman 检验来确定应采用固定效应还是随机效应,回归结果表明固定效应的 SDM 模型更符合本文的研究数据,由于篇幅的问题,这里没有列出模型选择的检验结果。

表 6 列出了不同时间段(1991—1997 年,1998—2014 年,2015—2017 年)、不同地区(东部、西部和中部)采用固定效应的空间杜宾模型估计出来的各个因素对化肥施用技术效率的影响结果。总体来看,各个模型中的劳动力非农就业比重($Trlabor$)都对化肥施用技术效率产生了显著的负向影响,其他因素对化肥施用技术效率的影响因研究区间或者研究地区的不同会略有差异。由于 SDM 模型在回归的过程中,考虑到了邻近地区相关变量对化肥施用技术效率的影响^[27],因此,要研究各个因素对化肥施用技术效率的影响需要通过进一步分析直接效应和间接效应来得到,具体结果见表 7。

通过分析表 7 的直接效应可以看出,收入水平($Income$),劳动力非农就业比重($Trlabor$)的系数都为负,且在 1% 的显著性水平下显著,这说明人民生活水平的提高、劳动力非农就业比重的提高降低了化肥施用技术效率。对于收入水平而言,一方面,

表 5 3 种空间回归模型

变量	SAR	SEM	SDM
$\ln(Income)$	-0.253*** (0.030)	-0.247*** (0.030)	-0.262*** (0.030)
$\ln(Trlabor)$	-0.387*** (0.027)	-0.369*** (0.025)	-0.374*** (0.030)
$\ln(Pdisa)$	0.002 (0.007)	0.003 (0.007)	0.002 (0.007)
$\ln(Irrig)$	0.314*** (0.031)	0.317*** (0.030)	0.277*** (0.032)
$\ln(Citizen)$	0.024*** (0.008)	0.022*** (0.008)	0.003 (0.009)
$\ln(Struc)$	0.106** (0.048)	0.103** (0.046)	0.088* (0.053)
$\ln(Rain)$	-0.016 (0.014)	-0.017 (0.014)	-0.015 (0.015)
$\ln(Temp)$	0.054* (0.030)	0.047 (0.030)	0.046 (0.031)
$w \times \ln(Income)$			0.113** (0.056)
$w \times \ln(Trlabor)$			-0.078 (0.061)
$w \times \ln(Pdisa)$			-0.002 (0.013)
$w \times \ln(Irrig)$			0.088 (0.069)
$w \times \ln(Citizen)$			-0.078*** (0.020)
$w \times \ln(Struc)$			0.133 (0.110)
$w \times \ln(Rain)$			-0.006 (0.023)
$w \times \ln(Temp)$			-0.013 (0.057)
ρ	-0.152*** (0.051)		-0.146** (0.057)
λ		-0.164*** (0.057)	
$\log likelihood$	735.040	734.855	748.127
R^2	0.157	0.157	0.186

收入水平的提高使得农民有更多的收入购买化肥,在一定程度上增加了化肥的施用量^[28],另一方面,收入水平的提升有利于购买新品种的化肥,提高化肥施用技术效率^[29],因此,收入水平对化肥施用技术效率的影响取决于二者的作用大小,本文的研究结果

表6 固定效应的空间杜宾模型回归结果

Table 6 Regression results of the spatial Durbin model

变量	总体	1991—1997	1998—2014	2015—2017	东部	中部	西部
$\ln(\text{Income})$	-0.262*** (0.030)	0.109 (0.098)	-0.053** (0.024)	-0.084** (0.038)	-0.288*** (0.047)	0.201*** (0.077)	-0.175*** (0.026)
$\ln(\text{Trlabor})$	-0.374*** (0.030)	-0.659*** (0.091)	-0.301*** (0.030)	0.196 (0.135)	-0.318*** (0.067)	-0.902*** (0.065)	-0.429*** (0.030)
$\ln(\text{Pdisa})$	0.002 (0.007)	-0.019 (0.015)	0.002 (0.004)	0.003 (0.003)	0.002 (0.008)	0.000 (0.013)	-0.028*** (0.008)
$\ln(\text{Irrig})$	0.277*** (0.032)	0.568*** (0.126)	0.026 (0.025)	0.342*** (0.032)	0.041 (0.053)	0.654*** (0.049)	0.040 (0.040)
$\ln(\text{Citizen})$	0.003 (0.009)	0.010 (0.018)	0.005 (0.006)	0.014** (0.007)	0.030*** (0.010)	-0.007 (0.011)	0.022** (0.010)
$\ln(\text{Struc})$	0.088* (0.053)	0.472 (0.372)	0.079* (0.042)	0.241*** (0.057)	-0.524*** (0.076)	-0.005 (0.128)	-0.319*** (0.065)
$\ln(\text{Rain})$	-0.015 (0.015)	-0.018 (0.021)	0.008 (0.010)	0.048*** (0.012)	-0.048*** (0.018)	-0.043* (0.026)	0.002 (0.012)
$\ln(\text{Temp})$	0.046 (0.031)	0.084 (0.054)	-0.052** (0.021)	-0.001 (0.106)	0.078 (0.075)	0.061 (0.059)	-0.021 (0.019)
$w \times \ln(\text{Income})$	0.113** (0.056)	-0.423** (0.166)	0.041 (0.044)	-0.081 (0.086)	0.658*** (0.048)	0.348*** (0.105)	-0.367*** (0.055)
$w \times \ln(\text{Trlabor})$	-0.078 (0.061)	0.216 (0.176)	-0.283*** (0.065)	0.415 (0.397)	-0.550*** (0.099)	0.337** (0.131)	-0.468*** (0.074)
$w \times \ln(\text{Pdisa})$	-0.002 (0.013)	0.020 (0.032)	0.002 (0.009)	-0.005 (0.010)	0.012 (0.012)	0.042** (0.017)	0.028** (0.014)
$w \times \ln(\text{Irrig})$	0.088 (0.069)	-0.337 (0.290)	-0.091 (0.058)	0.056 (0.118)	-0.154* (0.081)	0.367*** (0.076)	-0.090 (0.089)
$w \times \ln(\text{Citizen})$	-0.078*** (0.020)	0.020 (0.046)	-0.031** (0.014)	0.014 (0.018)	0.019 (0.015)	-0.027 (0.017)	-0.011 (0.024)
$w \times \ln(\text{Struc})$	0.133 (0.110)	-0.077 (0.703)	-0.083 (0.087)	0.292** (0.123)	0.363*** (0.103)	1.223*** (0.321)	-1.081*** (0.137)
$w \times \ln(\text{Rain})$	-0.006 (0.023)	0.020 (0.033)	-0.027* (0.016)	0.103*** (0.028)	0.016 (0.022)	-0.031 (0.035)	-0.024 (0.025)
$w \times \ln(\text{Temp})$	-0.013 (0.057)	-0.009 (0.111)	0.021 (0.038)	0.251 (0.169)	0.070 (0.102)	-0.051 (0.088)	0.008 (0.037)
ρ	-0.146** (0.057)	-0.130 (0.116)	0.109* (0.064)	-0.120 (0.191)	0.109* (0.065)	-0.319*** (0.055)	-0.304*** (0.089)
log likelihood	748.1265	242.5672	794.9568	748.1265	337.1547	276.917	464.4569
R^2	0.186	0.0032	0.181	0.31	0.2396	0.6648	0.3269

表明收入增加而带来的购买化肥增多的作用更大,因此,收入水平的提高在一定程度上降低了化肥施用的技术效率。非农就业比例的提升一方面使得农村中从事农业生产的劳动力数量降低,农民会用更多的化肥来替代耗费劳动力更多的有机肥,另一方面由于劳动力投入的减少,农民为了节约劳动成

本,会减少追肥的次数而增加每次施肥的数量,造成了一定化肥的浪费。有效灌溉率的提高对化肥施用技术效率产生了显著的正向影响,这说明有效灌溉有利于作物对化肥的吸收,可以减少一部分化肥的施用,提升化肥施用技术效率。

从间接效应来看,收入水平(*Income*)的系数显

2020年9月

表7 空间杜宾模型的直接效应、间接效应和总效应

Dubin Model			
	直接效应	间接效应	总效应
$\ln(\text{Income})$	-0.265*** (0.031)	0.138*** (0.049)	-0.127** (0.050)
$\ln(\text{Translabor})$	-0.375*** (0.030)	-0.021 (0.052)	-0.396*** (0.045)
$\ln(\text{Pdisa})$	0.003 (0.007)	-0.003 (0.012)	0.000 (0.012)
$\ln(\text{Irrig})$	0.276*** (0.031)	0.049 (0.066)	0.325*** (0.068)
$\ln(\text{Citizen})$	0.005 (0.008)	-0.072*** (0.018)	-0.066*** (0.023)
$\ln(\text{Struc})$	0.088 (0.054)	0.111 (0.105)	0.200** (0.087)
$\ln(\text{Rain})$	-0.015 (0.015)	-0.005 (0.021)	-0.020 (0.020)
$\ln(\text{Temp})$	0.045 (0.030)	-0.016 (0.055)	0.029 (0.051)

著为正,城镇化率(*Citizen*)的系数显著为负,且都在1%的显著性水平下显著,即收入水平具有正向的溢出效应,城镇化率具有负向的溢出效应。收入水平具有正向的溢出效应可能的原因是随着收入水平的提高,人们越来越重视先进技术的采用和现代化管理方式的实施^[24],而由于技术的溢出效应,提高了周边地区的生产技术和管理水平,从而提高了周边地区的化肥施用技术效率。城镇化率的比重越高,意味着该地区二三产业越发达,越需要更多的劳动力,这可能会吸引邻近地区的人涌入,使得邻近地区从事农业生产的劳动力减少,为了保证农业生产的顺利进行,邻近地区的人们会用更多的化肥来替代劳动投入^[30]。

5 结论与讨论

5.1 结论

随着中国农业市场的日趋完善和区域间开放、交流程度的不断提高,空间因素成为影响中国农业化肥施用技术效率的一个不可忽视的因素。本文以1991—2017年的省级面板数据为研究对象,采用SFA方法对各省市的化肥施用技术效率进行测算,通过Moran's *I*确定中国农业化肥施用技术效率空间相关关系,在此基础上将空间因素纳入化肥施用

技术效率的影响因素分析模型中,考察各个因素对化肥施用技术效率的影响,得到以下主要结论:

(1)1991—2017年间,中国农业化肥施用技术效率虽然呈现出不断增长的态势,但总体来说其效率依然处于较低的水平;分地区看,东部地区的化肥施用技术效率要明显高于西部和中部地区。

(2)中国各省市化肥施用技术效率存在空间正相关关系,且随着时间的推移,这种空间上的正相关性越来越强烈。

(3)农民收入水平、劳动力非农就业比例、城镇化率和灌溉率是影响中国农业化肥施用技术效率的4个关键因素,总体来看,农民收入水平、劳动力非农就业比例、城镇化率都对化肥施用技术效率产生了负向影响,而有效灌溉率的提升对化肥施用技术效率产生了显著的正向影响。

5.2 讨论

基于上述结论,本文认为在未来农业的生产过程中可从以下几方面开展工作来提高化肥施用的技术效率。

(1)加强地区间农业生产技术的合作、交流,充分发挥化肥施用效率高水平地区向低水平地区的溢出效应,以达到共同提升化肥施用效率的目标。

(2)加强农田水利等基础设施建设,大力发展高效节水灌溉技术,提高化肥的利用效率。

(3)城镇化率和劳动力非农就业比例不断提升是中国发展的必然趋势,虽然上述因素会对化肥施用技术效率的提升带来不利的影响,但城镇化以及劳动力非农就业转移对农业生产的影响可通过规模化经营以及农业机械化水平或施肥服务的社会化水平的不断提升来解决。

目前国家颁布的《农村土地承包经营权流转管理办法》以及提出的各种有利于健全土地承包经营权流转市场的政策,都是在为农业的规模化经营作铺垫,从而有利于化肥施用技术效率的提高;对于农业机械化或施肥服务的社会化而言,应该不断扩大服务的范围,现有的机械化或农业社会化大都集中于机耕、机收等环节,施肥服务的社会化水平较低,未来可以通过不断提高施肥服务的社会化水平来减少化肥对劳动的替代机会。

参考文献(References):

- [1] Huang J K, Hu R F, Cao J M, et al. Training programs and in the field guidance to reduce China's overuse of fertilizer without hurting profitability[J]. *Journal of Soil and Water Conservation*, 2008, 63(5): 165-167.
- [2] 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, 13(1): 537-558. [Li G C. The green productivity revolution of agriculture in China from 1978 to 2008[J]. *China Economic Quarterly*, 2014, 13(2): 537-558.]
- [3] 仇焕广, 栾昊, 李瑾, 等. 风险规避对农户化肥过量施用行为的影响[J]. *中国农村经济*, 2014, (3): 85-96. [Qiu H G, Luan H, Li J, et al. The impact of risk aversion on farmer's behavior of excessive fertilizer application[J]. *China Rural Economy*, 2014, (3): 85-96.]
- [4] 中华人民共和国农业部. 到2020年化肥使用量零增长行动方案[EB/OL]. (2015-02-17) [2019-10-15]. http://www.moa.gov.cn/ztzl/mywrfz/gzgh/201509/t20150914_4827907.htm. [Ministry of Agriculture of the People's Republic of China. Action Plan for Zero Growth in Fertilizer Use by 2020[EB/OL]. (2015-02-17) [2019-10-15]. http://www.moa.gov.cn/ztzl/mywrfz/gzgh/201509/t20150914_4827907.htm.]
- [5] 潘丹. 中国化肥消费强度变化驱动效应时空差异与影响因素解析[J]. *经济地理*, 2014, 34(3): 121-126. [Pan D. The spatial-temporal difference of driving effects for fertilizer use intensity change and its determinants in China[J]. *Economic Geography*, 2014, 34(3): 121-126.]
- [6] Zhu Z L, Chen D L. Nitrogen fertilizer use in China: Contributions to food production, impacts on the environment and best management strategies[J]. *Nutrient Cycling in Agroecosystems*, 2002, 63(2): 117-127.
- [7] Ju X T, Xing G X, Chen X P, et al. Reducing environmental risk by improving N management in intensive Chinese agricultural systems[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2009, 106(9): 3041-3046.
- [8] 张永强, 蒲晨曦, 王珧, 等. 化肥投入效率测度及归因: 来自20个玉米生产省份的面板证据[J]. *资源科学*, 2018, 40(7): 1333-1343. [Zhang Y Q, Pu C X, Wang Y, et al. The efficiency estimation of fertilizer input and attribution panel evidence from 20 corn major producing provinces[J]. *Resources Science*, 2018, 40(7): 1333-1343.]
- [9] 史常亮, 朱俊峰, 栾江. 我国小麦化肥投入效率及其影响因素分析: 基于全国15个小麦主产省的实证[J]. *农业技术经济*, 2015, (11): 69-78. [Shi C L, Zhu J F, Luan J. Chemical fertilizers efficiency and its influencing factors for wheat: Based on the empirical evidence of 15 wheat major producing provinces in China[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2015, (11): 69-78.]
- [10] 中华人民共和国农业部. 2010年全国测土配方施肥普及及行动工作方案[EB/OL]. (2010-02-21) [2019-10-15]. http://www.moa.gov.cn/ztzl/ctpsf/gzdt/201002/t20100221_1433222.htm. [Ministry of Agriculture of the People's Republic of China. 2010 National Soil Testing and Formulated Fertilization Popularization Action Work Plan[EB/OL]. (2010-02-21) [2019-10-15]. http://www.moa.gov.cn/ztzl/ctpsf/gzdt/201002/t20100221_1433222.htm.]
- [11] 张军伟, 张锦华, 吴方卫. 粮食生产中化肥投入的影响因素研究: 基于Durbin模型的分析[J]. *经济地理*, 2018, 38(11): 174-182. [Zhang J W, Zhang J H, Wu F W. The influencing factors of fertilizer input in grain production: Based on durbin model[J]. *Economic Geography*, 2018, 38(11): 174-182.]
- [12] 杨增旭, 韩洪云. 化肥施用技术效率及影响因素: 基于小麦和玉米的实证分析[J]. *中国农业大学学报*, 2011, 16(1): 140-147. [Yang Z X, Han H Y. Technical efficiency of fertilizer and its influencing factors: Based on wheat and corn empirical study[J]. *Journal of China Agricultural University*, 2011, 16(1): 140-147.]
- [13] Wu Y R. Chemical fertilizer use efficiency and its determinants in China's farming sector: Implications for environmental protection[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2011, 3(2): 117-130.
- [14] 颜璐, 马惠兰. 棉农化肥施用技术效率及影响因素分析: 基于莎车县农户调查数据的实证研究[J]. *浙江大学学报(农业与生命科学版)*, 2014, (2): 203-209. [Yan L, Ma H L. Analysis of chemical fertilizer efficiency by cotton farmers and its influence factors: An empirical study based on peasant household survey in Shache County[J]. *Journal of Zhejiang University (Agriculture and Life Sciences)*, 2014, (2): 203-209.]
- [15] 吴玉鸣. 中国区域农业生产要素的投入产出弹性测算: 基于空间计量经济模型的实证[J]. *中国农村经济*, 2010, (6): 25-37. [Wu Y M. Measurement of input-output elasticity of Chinese agricultural production: An empirical study based on spatial econometric model[J]. *China Rural Economy*, 2010, (6): 25-37.]
- [16] 史常亮, 朱俊峰, 揭昌亮. 中国农业全要素生产率增长地区差异及收敛性分析: 基于固定效应SFA模型和面板单位根方法[J]. *经济问题探索*, 2016, (4): 134-141. [Shi C L, Zhu J F, Jie C L. Analysis of regional differences and convergence of Chinese agricultural total factor productivity growth: Based on the fixed effects of SFA model and panel unit root method[J]. *Inquiry into Economic Issues*, 2016, (4): 134-141.]
- [17] Gong B L. Agricultural reforms and production in China: Changes in provincial production function and productivity in 1978-2015[J]. *Journal of Development Economics*, 2018, 132: 18-31.
- [18] Battese G E, Coelli T J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data[J]. *Empirical Economics*, 1995, 20(2): 325-332.

2020年9月

- [19] Tobler W R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region[J]. *Economic Geography*, 1970, 46(2): 234-240.
- [20] 徐乐怡, 曹信生, 刘程军. 产业视角的中国城镇化质量分级与演化研究[J]. *经济地理*, 2018, 38(12): 68-75. [Xu L Y, Cao X S, Liu C J. Spatial pattern evolution of China's urbanization quality classification from the perspective of industry[J]. *Economic Geography*, 2018, 38(12): 68-75.]
- [21] 陶春海, 王玉晓. 政府卫生支出对区域经济的空间溢出效应研究: 基于山东省17市的空间面板模型[J]. *华东经济管理*, 2019, 33(3): 19-24. [Tao C H, Wang Y X. A study on the spatial spillover effect of government health expenditure on regional economy: Based on the spatial panel model of 17 Cities in Shandong Province[J]. *East China Economic Management*, 2019, 33(3): 19-24.]
- [22] Kodde D A, Palm F C. Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1986, 54(5): 1243-1248.
- [23] 史常亮, 张益, 郭焱, 等. 耕地细碎化对农户化肥使用效率的影响[J]. *自然资源学报*, 2019, 34(12): 2687-2700. [Shi C L, Zhang Y, Guo Y, et al. The impact of arable land fragmentation on farmer's fertilizer use efficiency[J]. *Journal of Natural Resources*, 2019, 34(12): 2687-2700.]
- [24] 刘华军, 孙淑惠, 李超. 环境约束下中国化肥利用效率的空间差异及分布动态演进[J]. *农业经济问题*, 2019, 12(8): 65-75. [Liu H J, Sun S H, Li C. Regional difference and dynamic evolution of fertilizer use efficiency in China under environmental constraints [J]. *Issues of Agricultural Economy*, 2019, 12(8): 65-75.]
- [25] 侯孟阳, 姚顺波. 空间视角下中国农业生态效率的收敛性与分析特征[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29(4): 116-126. [Hou M Y, Yao S B. Convergence and differentiation characteristics on agro-ecological efficiency in China from a spatial perspective[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2019, 29(4): 116-126.]
- [26] 高鸣, 宋洪远. 粮食生产技术效率的空间收敛及功能区差异: 兼论技术扩散的空间涟漪效应[J]. *管理世界*, 2014, (7): 83-92. [Gao M, Song H Y. The spatial convergence of technical efficiency of grain production and the difference of functional areas: A discussion on the spatial ripple effect of technological diffusion[J]. *Management World*, 2014, (7): 83-92.]
- [27] 张云华, 彭超, 张琛. 氮元素施用与农户粮食生产效率: 来自全国农村固定观察点数据的证据[J]. *管理世界*, 2019, 35(4): 109-119. [Zhang Y H, Peng C, Zhang C. The use of nitrogen element and grain production efficiency: Evidence from national fixed point survey data[J]. *Management World*, 2019, 35(4): 109-119.]
- [28] 何浩然, 张林秀, 李强. 农民施肥行为及农业面源污染研究[J]. *农业技术经济*, 2006, (6): 2-10. [He H R, Zhang L X, Li Q. Rational fertilization and reduction of large-scale farmland pollution by rationalized fertilizer usage[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2006, (6): 2-10.]
- [29] 潘丹. 中国化肥消费强度变化驱动效应时空差异与影响因素解析[J]. *经济地理*, 2014, 34(3): 121-126. [Pan D. The spatial-temporal difference of driving effects for fertilizer use intensity change and its determinants in China[J]. *Economic Geography*, 2014, 34(3): 121-126.]
- [30] Ebenstein A. The consequences of industrialization: Evidence from water pollution and digestive cancers in China[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2012, 94(1): 186-201.

Characteristics of change and influencing factors of the technical efficiency of chemical fertilizer use for agricultural production in China

WANG Pingping¹, HAN Yijun², ZHANG Yi³

(1. National School of Development, Peking University, Beijing 100871, China; 2. College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China; 3. Institute of Scientific and Technical Information, Chinese Academy of Tropical Agricultural Sciences, Haikou 571101, China)

Abstract: Using the provincial panel data from 1991 to 2017 and the stochastic frontier analysis (SFA) method, this study measured the technical efficiency of chemical fertilizer application in 28 provinces (municipalities, autonomous regions) in China. The study found that the technical efficiency of chemical fertilizer use for agricultural production in China had shown a growing trend in the study period. The average technical efficiency of chemical fertilizer application in all regions from 2015 to 2017 was significantly higher than that of 1998-2014 and 1991-1997. The technical efficiency of chemical fertilizer application in the eastern region was significantly higher than that in the western and central regions; Using Moran's *I* index analysis, we also found that there is a spatial correlation between the technical efficiency of chemical fertilizer application in various provinces (municipalities, autonomous regions) in China. In addition, this spatial correlation is becoming increasingly more significant over time. Finally, we used the spatial Dubin model to analyze the influencing factors of the technical efficiency of chemical fertilizer application the results show that the proportion of labor non-agricultural employment has a significant negative impact on the technical efficiency of chemical fertilizer application. The level of farmers' income has a positive spillover effect, while the urbanization rate has a negative spillover effect. In the future, in the process of agricultural production, all regions should not only pay attention to the development within the region, but also strengthen interregional cooperation and exchanges.

Key words: agricultural chemical fertilizer application; technical efficiency; Spatial Dubin Model; influencing factors; China