

董奋义, 齐 冰. 基于灰关联的农业科技投入产出滞后期确定及 DEA 效率测度[J]. 江苏农业科学, 2019, 47(20): 322–327.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2019.20.070

基于灰关联的农业科技投入产出滞后期确定 及 DEA 效率测度

董奋义, 齐 冰

(河南农业大学信息与管理科学学院, 河南郑州 450046)

摘要:农业科技投入与产出之间存在滞后性, 而且常常被忽略。利用灰色关联分析方法测算出农业科技投入与产出的灰色关联度, 并通过显著性检验确定滞后期, 进而建立具有滞后因素的改进数据包络分析(DEA)模型。利用考虑滞后期的 DEA 模型对历年的我国农业科技投入产出进行 DEA 效率测算研究, 并与未考虑滞后期的我国农业科技投入产出 DEA 效率进行对比分析。结果表明, 我国农业科技投入产出 DEA 效率在整体上是 DEA 有效的, 而规模无效是导致大多数非 DEA 有效年份 DEA 效率无效的重要原因。根据分析结果提出了调整优化农业科技资源投入结构, 增强规模优势等相关建议。

关键词:农业科技投入产出; DEA 效率; 滞后期; 灰色关联度; 规模优势; 建议

中图分类号: F302 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2019)20-0322-06

农业是我国的第一产业, 农业的健康快速发展对于维护国家稳定、经济平稳发展有重要作用。对农业进行准确的效率测算、了解农业存在问题, 是促进农业向现代化转型的关键。延迟存在于各个社会系统中, 即社会系统中投入与产出存在着时间差。在农业生产系统中, 其投入与产出存在着时间差, 特别是在农业科技投入中, 其产出的滞后效应更加明显。所谓的滞后效应就是指投入与产出也存在着时间差, 投入的作用可能会经过一段时期才会显现^[1]。因此, 对投入与产出之间存在的滞后时间进行量化, 对于投入产出效率的准确测算具有关键作用。王庆丰等通过计算 Moore 结构值, 测算得到我国 3 次产业就业结构滞后时间^[2]。吴和成等利用确定系数 R^2 的大小来确定产出相对于投入的滞后期^[3]。吴敏

等提出用复相关系数 R 确定江苏科技投入与产出的滞后期, 认为复相关系数 R 相对于确定系数 R^2 更具有明确的经济意义^[4]。杨晓晨运用偏离值指标得出了健身消费水平和经济发展水平之间的滞后期^[5]。丁守海等也对滞后性与滞后时间的测算进行了分析与讨论^[6-12]。由于行业特性等因素, 某些行业的数据并不完整, 这给滞后期的量化增加了困难。其中, 一些学者提出利用灰色系统理论测算滞后期, 同样得到了令人满意的结果。灰色系统理论是邓聚龙教授创立的, 是在信息差异、不确定信息中解的不唯一性、“小样本”“贫信息”等相关理论的基础上发现并提炼出来的为“部分信息已知, 部分信息未知”的研究对象提供灰色预测、灰色系统决策、灰色技术优化和控制等相关方法的理论。其中, 陶建格通过灰色关联度模型得出了不同省份城市化滞后工业化的时间^[13]。王庆丰运用灰色关联分析方法, 测算我国 3 次产业就业结构滞后时间, 测算我国 3 次产业就业结构滞后时间^[14]。任可等基于灰色关联分析研究服务业滞后于城市化的时间等^[15-19]。灰色关联分析是灰色系统理论中得到最广泛运用的灰色模型之一, 其基本思想是通过确定系统行为序列和若干个相关因素序列的几何形状相似程度来判断其联系是否紧密。它不仅对样本量 and 有无明显规律都同样适用, 且计算量不大, 十分方

收稿日期: 2018-07-04

基金项目: 国家自然科学基金(编号: 41171444); 河南省软科学项目(编号: 182400410256); 河南省高等学校重点科研项目(编号: 15A630032)。

作者简介: 董奋义(1972—), 男, 河南平舆人, 博士, 副教授, 主要从事灰色系统理论、决策分析研究。E-mail: dfeniyi@163.com。

通信作者: 齐 冰, 硕士研究生, 主要从事科技创新及其管理研究。E-mail: 18530707595@163.com。

师范大学学报(哲学社会科学版), 2013, 45(5): 120–130。

[7] 张元红, 刘长全, 国鲁来. 中国粮食安全状况评价与战略思考[J]. 中国农村观察, 2015(1): 2–14, 29, 93.

[8] Acevedo M F. Interdisciplinary progress in food production, food security and environment research[J]. Environmental Conservation, 2011, 38(2): 151–171.

[9] 杨学利. 基于可持续发展视角的中国粮食安全评价研究[D]. 长春: 吉林大学, 2010.

[10] 单 哲, 李宪宝. 山东省粮食安全评价分析[J]. 农业技术经济, 2011(3): 95–103.

[11] 李光泗, 朱丽莉. 我国粮食价格波动及其调控途径[J]. 价格理

论与实践, 2011(1): 34–35.

[12] 杨 磊, 王吉恒, 李 玉. 新一轮土地制度改革下的农村金融产品需求分析—以东三省粮食主产区为例[J]. 农村经济, 2016(7): 49–55.

[13] Kruscal J B. Linear transformation of multicariate data to reveal clustering[M]. Shepard R N. Multidimensional scaling: theory and applications in the behavioral sciences. Oxford: Seminar Press, 1972: 181–191.

[14] Friedman J H, Tukey J W. A projection pursuit algorithm for exploratory data analysis[J]. IEEE Transactions on computers, 1974, 100(9): 881–890.

便,通常不会出现量化结果与定性结果分析不符而对于投入产出效率的评价方法,包括以随机前沿分析法(SFA)、自由分布法(DFA)为代表的参数法与以数据包络分析(DEA)为代表的非参数法等,考虑到投入与产出的关系可能适用于不同的函数形式,且参数法的赋值方法具有主观性,所以采用非参数法进行分析更具有客观性。在非参数法中,DEA 是投入产出效率评价目前应用最广泛的方法之一,在效率分析领域中具有重要价值。徐巧玲运用基于超效率的数据包络分析方法对我国各地区科技资源配置效率的相对有效性进行分析^[20]。张倩伟等运用 DEA 对我国 29 个不同地区高校的科技创新效率进行比较研究^[21]。孙慧波等利用 DEA-Tobit 两步法对全国农业科技服务对农业生产效率的影响进行实证分析^[22]。吴小庆等运用 DEA 模型对农业生态效率、东北地区玉米生产环境效率等进行了评价,确定农业科技产出相对于投入的滞后期,并得到真正的实际产出,测算投入效率具有重要意义^[23-28]。因此,本研究尝试采用灰色关联分析方法中的灰色绝对关联度模型测算农业科技投入的滞后期进行初步测算,并用统计学方法进行最终确定。然后与 DEA 模型中的 BCC 模型相结合,对我国农业科技投入效率进行测算分析,以便更准确地对我国农业科技效率进行整体把握。

1 模型介绍

1.1 DEA 模型

DEA 模型由美国运筹学家 Copper、Charnes 和 Rhodes 在 1978 年提出,是一种用于评价多投入-多产出的同类决策单元(DMU)之间相对有效性的非参数的数学规划方法,现已被不同的领域广泛运用。DEA 的基本模型是 CCR 模型和 BCC 模型。其中,CCR 模型的基本假设是规模报酬不变,但在实际中决策单元有可能出现规模递增(IRS)或者是规模报酬递减(DRS)的情况,许多生产单位并没有处于最优规模的生产状态,因此 CCR 模型得出的技术效率包含规模效率的成分。故本研究选择规模报酬可变的 BCC 模型,认为技术效率是由纯技术效率和规模效率共同决定的。

假设有 n 个 DMU,每个 DMU 都有 m 种类型投入和 s 种类型产出,对第 j 个 DMU 可以表示为 $DMU_j(x_j, y_j)$,其中 $x_j = (x_{1j}, x_{2j}, \dots, x_{mj})^T$, $y_j = (y_{1j}, y_{2j}, \dots, y_{sj})^T$,描述了第 j 个 DMU 的投入和产出情况,则投入角度的 BCC 模型(input-BCC)模型为:

$$(P_{BCC}) \begin{cases} \max \mu^T y_0 + \mu_0 \\ \omega^T x_j - \mu^T y_j - \mu_0 \geq 0, j = 1, 2, \dots, n \\ \omega^T x_0 = 1 \\ \omega \geq 0, \mu \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

对其进行 Charnes-Cooper 变换,且引入非阿基米德无穷小量 ε 与松弛变量 s^-, s^+ ,则对偶 BCC 优化模型表示为:

$$(D'_\varepsilon) \begin{cases} \min [\theta - \varepsilon(\hat{e}^T s^- + e^T s^+)] \\ \sum_{j=1}^n x_j \lambda_j + s^- = \theta x_0 \\ \sum_{j=1}^n y_j \lambda_j - s^+ = y_0 \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 \\ s^- \geq 0, s^+ \geq 0, \lambda_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, n \end{cases} \quad (2)$$

式中: $\hat{e}^T = (1, 1, \dots, 1) \in E^m$; $e^T = (1, 1, \dots, 1) \in E^s$; λ 是相对于 DMU_0 重新构造一个有效的 DMU 中 n 个决策组合单元的组比例; θ 为被评价决策单元 DMU_0 的有效值(指投入相对与产出的有效利用程度),即效率值; s^-, s^+ 为松弛变量。

1.2 具有滞后因素 DEA 模型构建

本研究在考虑农业科技投入产出具有滞后性的前提下,根据构建的农业科技投入产出指标矩阵,通过一个合理的方法测算产出相对于投入的滞后长度与滞后影响系数,改进 DEA 模型,并通过改进的 DEA 模型得到实际产出,测算农业技术效率。

1.2.1 滞后期的确定 本研究采用灰色绝对关联度来确定产出相对于投入的滞后期,以期对测算农业科技投入效率提供參考。灰色绝对关联度可以计算出相关因素序列与系统行为序列的几何相似程度,是测算系统相关因素序列与系统行为序列是否联系紧密的一个重要数量指标。

首先,建立农业科技投入产出矩阵。考虑到测度产出相对于投入的滞后性需要若干年份的产出投入指标,为方便起见,记 $M = \{1, 2, \dots, m\}$, $N = \{1, 2, \dots, n\}$ 。记 $A = \{A_1, A_2, \dots, A_m\}$ 表示 m 个年份的集合;记 $C = \{C_1, C_2, \dots, C_n\}$ 表示 n 个农业科技投入产出指标的集合。因此,农业科技投入产出指标矩阵如表 1 所示。

表 1 农业科技投入产出指标矩阵

年份	投入			
	C_1	C_2	\dots	C_n
A_1	x_{11}	x_{12}	\dots	x_{1n}
A_2	x_{21}	x_{22}	\dots	x_{2n}
\vdots	\vdots	\vdots	\ddots	\vdots
A_m	x_{m1}	x_{m2}	\dots	x_{mn}

其次,计算农业科技投入与历年产出的灰色绝对关联度。设投入指标 $X_i = [x_i(1), x_i(2), \dots, x_i(n)]$ 为系统行为序列。产出指标 $Y_j = [y_j(1), y_j(2), \dots, y_j(n)]$ 为相关因素序列,计算投入指标与产出指标的灰色绝对关联度,其计算步骤如下:

(1) 计算投入指标 $X_i = [x_i(1), x_i(2), \dots, x_i(n)]$ 与产出指标 $Y_j = [y_j(1), y_j(2), \dots, y_j(n)]$ 的始点零化像。

$$X_i^0 = X_i D = [x_i^0(1), x_i^0(2), \dots, x_i^0(n)] \quad (3)$$

式中: $X_i D = [x_i(1)d, x_i(2)d, \dots, x_i(n)d]$, $x_i(k)d = x_i(k) - x_i(1)$, $(k = 1, 2, \dots, n)$ 。

(2) 计算灰色绝对关联度 ε_{ij} 。

$$\varepsilon_{ij} = \frac{1 + |s_i| + |s_j|}{1 + |s_i| + |s_j| + |s_i - s_j|} \quad (4)$$

式中: $s_i = \int_1^n [X_i - x_i(1)] dt$, $s_j = \int_1^n [Y_j - y_j(1)] dt$, $s_i - s_j = \int_1^n (X_i - Y_j) dt$ 。通过以上步骤可以计算出当年农业科技投入与滞后若干年的灰色绝对关联度。

再次,对计算出的灰色绝对关联度进行显著性检验。考虑样本是小样本,故采用 t 检验。为了满足 t 检验的条件,对灰色绝对关联度进行峰度系数和偏度系数的检验,以检验灰色绝对关联度序列是否服从正态分布。如果不为正态分布,则要对灰色绝对关联度进行 Fisher 转换,使转换后的数据呈正态分布。然后,对滞后 0 期(lag0,其他依此类推)到滞后若

干期灰色绝对关联度进行配对样本 t 检验。对滞后 0 期到滞后若干期灰色绝对关联度进行两两配对计算均值之差,然后对均值之差进行假设检验。检验的原假设为滞后 0 期的农业科技产出与当期投入的灰色绝对关联度、滞后 1 期的农业科技产出与当期投入的无显著差异。以此类推,直到拒绝原假设,确定最终的滞后期。

1.2.2 确定滞后影响系数 在已有研究中可以发现,投入不仅对当期的产出有所影响,因此本研究的目的是确定本期农业科技投入对滞后几期的产出有所影响,把这种影响叫作滞后影响系数,用 α_i 表示,且 $\sum \alpha_i = 1$ 。由此可以推理得出一般性的结论:滞后期为 i ,第 $(m-i)$ 期的农业科技投入所产生的实际产出为 $\sum \alpha_i O_i$ 。考虑到农业科技投入产出的效率值要用 DEA 模型进行计算,为了保持与 DEA 模型的一致兼容性,本研究尝试用以下方法确定滞后影响系数:首先利用 BCC 模型测算出各决策单元在各个投入指标和产出指标所组成的指标体系下的当期效率值;然后用本期投入指标、滞后 1 期产出指标计算出效率值,依次递推,直到最后的滞后期;最后以滞后 i 期的效率值为数据集并利用熵权法计算权重,所计算出来的权重则为滞后影响系数。

1.2.3 DEA 模型改进 在确定了农业科技产出的滞后期以及滞后影响系数之后,便可以计算出各期农业科技投入所产生的实际产出,当然第 $(m-i)$ 年的实际产出无法算出。将实际的产出值代替原来投入相对的产出值,便得到了改进的 DEA 模型。设第 t 期投入的滞后期为 L ,实际产出为 \hat{Y} ,则引入非阿基米德无穷小量 ε 与松弛变量 s^- 、 s^+ 的对偶 BCC 优化模型:

$$(D_{\varepsilon}^t) \begin{cases} \min [\theta - \varepsilon (\hat{e}^T s^- + e^T s^+)] \\ \sum_{j=1}^n x_j(t) \lambda_j + s^- = \theta x_0(t) \\ \sum_{j=1}^n \hat{Y}_j(t+L) \lambda_j - s^+ = \hat{Y}_0(t+L) \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 \\ s^- \geq 0, s^+ \geq 0, \lambda_j \geq 0, j=1, 2, \dots, n \end{cases} \quad (5)$$

式中: $\hat{e}^T = (1, 1, \dots, 1) \in E^m$; $e^T = (1, 1, \dots, 1) \in E^*$ 。
根据改进后的 DEA 模型,便可计算得出农业科技投入相对于产出的实际效率值,可对各决策单元进行更有效的评价,在一定程度上得出更真实与有价值的结论。

2 考虑滞后期的我国农业科技投入 DEA 效率测算及分析

我国正处在由传统农业到现代农业的快速转型过程中。对农业科技投入效率进行分析,不仅有利于农业生产主体认识到自身的差距与不足,而且对于其更合理地进行科技资源配置、提升科技资源的使用效率、提高我国农业的实力有着现实意义。选取农用机械总动力 x_1 ($\times 10$ 万 kW)、从事农业科技活动人员 x_2 (人)、农业研究与开发机构经费支出总额 x_3 (万元)作为投入指标,农林牧渔业总产值 y_1 (亿元)、农村居民人均可支配收入 y_2 (元)、主要粮食产量 y_3 (万 t)作为产出指标,测算我国 2000—2015 年农业科技产出相对于投入的滞后期以及滞后影响系数(因我国最新《中国科技统计年鉴》《中国农村统计年鉴》为 2017 年,所以最新数据为 2016 年。下同)。数据均来源于《中国科技统计年鉴》《中国农村统计年鉴》,原始指标体系数据见表 2。

表 2 农业科技投入产出指标体系

年份	x_1 ($\times 10$ 万 kW)	x_2 (人)	x_3 (万元)	y_1 (亿元)	y_2 (元)	y_3 (万 t)
2000	5 257	62 303	458 923	249 158	2 253	46 218
2001	5 517	60 317	503 303	261 796	2 366	45 264
2002	5 793	63 392	627 240	273 908	2 476	45 706
2003	6 039	62 481	675 801	296 918	2 622	43 070
2004	6 403	65 287	694 044	362 390	2 936	46 947
2005	6 840	68 093	745 372	394 509	3 255	48 402
2006	7 252	68 921	793 588	408 108	3 587	49 804
2007	7 659	71 158	1 098 712	488 930	4 140	50 160
2008	8 219	72 564	1 246 663	580 022	4 761	52 871
2009	8 750	98 259	701 503	603 610	5 153	53 082
2010	9 278	99 636	810 574	693 198	5 919	54 648
2011	9 774	98 241	883 664	813 039	6 977	57 121
2012	10 256	98 365	1 060 115	894 530	7 917	58 958
2013	10 391	97 175	1 134 735	969 953	8 896	60 194
2014	10 806	95 987	1 204 149	1 022 261	10 489	60 703
2015	11 173	95 169	1 443 180	1 070 564	11 422	62 144
2016	9 725	93 946	1 581 432	1 120 913	12 363	61 625

根据表 2 中我国农业科技投入产出数据可以计算得到农业科技投入与历年产出的灰色绝对关联度,结果见表 3。

为确定农业科技投入滞后期与滞后影响系数,对我国农业科技投入产出灰色绝对关联度进行配对样本 t 检验,得出滞后期。首先对计算得出的灰色绝对关联度进行峰度和偏度

检验,结果表明其不为正态分布,对其进行 Fisher Z 转换,使其服从正态分布,并对其进行配对样本 t 检验,结果见表 4。

以表 4 第 1 行的数据为例,检验的原假设为滞后 0 期的产出和当期投入的灰色绝对关联度与滞后 1 期的产出和当期投入的灰色绝对关联度无显著差异。经计算得其双侧检验值

表 3 2000—2015 年滞后 1~5 期投入与产出的灰色绝对关联度

年份	灰色绝对关联度					
	滞后 0 期	滞后 1 期	滞后 2 期	滞后 3 期	滞后 4 期	滞后 5 期
2000	0.907 4	0.886 0	0.868 2	0.837 0	0.774 5	0.751 5
2001	0.913 0	0.893 9	0.860 5	0.793 6	0.769 1	0.760 2
2002	0.977 7	0.937 2	0.856 1	0.826 3	0.815 5	0.761 5
2003	0.964 5	0.878 3	0.846 7	0.835 2	0.777 9	0.733 3
2004	0.889 3	0.856 8	0.845 0	0.785 9	0.740 0	0.730 5
2005	0.881 5	0.868 8	0.805 7	0.756 6	0.746 4	0.713 9
2006	0.889 6	0.823 0	0.771 1	0.760 3	0.725 9	0.692 1
2007	0.932 4	0.863 0	0.848 5	0.802 5	0.757 2	0.733 5
2008	0.907 4	0.891 2	0.839 6	0.788 7	0.762 0	0.741 4
2009	0.749 4	0.716 5	0.684 1	0.667 1	0.653 9	0.646 0
2010	0.743 9	0.707 3	0.688 2	0.673 4	0.664 5	0.657 0
2011	0.721 9	0.701 4	0.685 5	0.676 0	0.668 0	0.660 4
2012	0.735 0	0.716 5	0.705 4	0.696 1	0.687 1	
2013	0.729 2	0.717 4	0.707 6	0.698 1		
2014	0.728 4	0.718 1	0.708 1			
2015	0.755 9	0.744 2				
2016	0.765 6					

表 4 灰色绝对关联度的配对样本 t 检验结果

配对组	滞后期之差	均值	双侧检验
1	lag0 - lag1	0.192 69	0.004
2	lag0 - lag2	0.268 68	0.001
3	lag0 - lag3	0.284 41	0.000
4	lag0 - lag4	0.299 86	0.000
5	lag0 - lag5	0.320 84	0.000

为 0.4%,因而在显著性水平为 5% 的条件下拒绝原假设,认为滞后 0 期的产出和当期投入的灰色绝对关联度与滞后 1 期的产出和当期投入的灰色绝对关联度有显著差异。由此可以得出,农业科技投入与产出的滞后期为 1。

然后根据以上计算结果确定滞后影响系数,得出基于第 t 年投入的实际产出。依据原始数据,运用 BCC 模型测算出各决策单元在当年投入指标和当期产出指标所组成的指标体系下的当期效率值,然后用投入指标、滞后 1 期产出指标,计算出滞后 1 期效率值(鉴于篇幅计算结果不再给出),并利用熵权法,得出滞后影响系数(表 5)。

表 5 农业科技投入产出滞后影响系数

年份	α_0	α_1	年份	α_0	α_1
2000	0.500 0	0.500 0	2008	0.502 2	0.497 8
2001	0.500 0	0.500 0	2009	0.500 0	0.500 0
2002	0.517 0	0.483 0	2010	0.488 7	0.511 3
2003	0.472 6	0.527 4	2011	0.500 0	0.500 0
2004	0.492 4	0.507 6	2012	0.496 0	0.504 0
2005	0.496 0	0.504 0	2013	0.500 0	0.500 0
2006	0.494 2	0.505 8	2014	0.500 0	0.500 0
2007	0.486 2	0.513 8	2015	0.500 0	0.500 0

由表 5 可以得出,2000—2015 年农业科技产出 y_1 的实际产出值分别为 $0.500\ 0(y_1)_{2000} + 0.500\ 0(y_1)_{2001} + 0.500\ 0(y_1)_{2001} + 0.500\ 0(y_1)_{2002} + 0.517\ 0(y_1)_{2002} + 0.483\ 0(y_1)_{2003} + 0.472\ 6(y_1)_{2003} + 0.527\ 4(y_1)_{2004} +$

$0.492\ 4(y_1)_{2004} + 0.507\ 6(y_1)_{2005} + 0.496\ 0(y_1)_{2005} + 0.504\ 0(y_1)_{2006} + 0.494\ 2(y_1)_{2006} + 0.505\ 8(y_1)_{2007} + 0.486\ 2(y_1)_{2007} + 0.513\ 8(y_1)_{2008} + 0.502\ 2(y_1)_{2008} + 0.497\ 8(y_1)_{2009} + 0.500\ 0(y_1)_{2009} + 0.500\ 0(y_1)_{2010} + 0.488\ 7(y_1)_{2010} + 0.511\ 3(y_1)_{2011} + 0.500\ 0(y_1)_{2011} + 0.500\ 0(y_1)_{2012} + 0.496\ 0(y_1)_{2012} + 0.504\ 0(y_1)_{2013} + 0.500\ 0(y_1)_{2013} + 0.500\ 0(y_1)_{2014} + 0.500\ 0(y_1)_{2014} + 0.500\ 0(y_1)_{2015} + 0.500\ 0(y_1)_{2015} + 0.500\ 0(y_1)_{2016}$ 。 y_2 与 y_3 的实际值计算步骤同上,不再赘述。

通过对 DEA 模型进行改进,可以得到考虑滞后期的农业科技投入的实际效率值。将未考虑滞后期的农业科技投入的技术效率值与考虑滞后期的农业科技投入的实际效率值进行对比,结果见表 6。

由表 6 可以看出,与未考虑滞后期的农业科技投入的技术效率值对比,考虑滞后期农业科技投入的技术效率值发生了变化,虽然考虑滞后期与未考虑滞后期的 DMU 中都是有 8 个非 DEA 有效年份,但是考虑滞后期的技术效率值明显有了提高。通过对比分析可以发现,农业科技投入效率在考虑滞后期以后得到的技术效率相对较高,说明未考虑滞后期的 DEA 效率被低估了。因此,在估算农业科技 DEA 效率中考虑滞后因素,可以得到更准确的我国农业科技 DEA 效率数据。

从综合技术效率来看,未考虑滞后期与考虑滞后期 DEA 有效的年份数量一致,达到了总 DMU 数量的 1/2。未考虑滞后期综合技术效率均值为 0.984,考虑滞后期的综合技术效率均值为 0.990,与未考虑滞后期的综合技术效率值相比,考虑滞后期的技术效率明显得到了改善。从综合技术效率均值来看,考虑滞后期与未考虑滞后期的综合效率历年均值均超过了 0.95,这说明我国农业科技的投入得到了令人满意的效果,且我国农业科技历年 DEA 效率整体上是技术有效与规模有效的。

从纯技术效率来看,未考虑滞后期纯技术效率不为 1.000 的年份与非 DEA 有效的年份相同,考虑滞后期纯技术

表 6 未考虑滞后期的技术效率与考虑滞后后期技术效率对比结果

DMU	未考虑滞后后期				考虑滞后后期			
	综合技术效率	纯技术效率	规模效率	规模收益变化趋势	综合技术效率	纯技术效率	规模效率	规模收益变化趋势
2000	1.000	1.000	1.000	不变	1.000	1.000	1.000	不变
2001	1.000	1.000	1.000	不变	1.000	1.000	1.000	不变
2002	0.964	0.964	1.000	不变	0.942	0.968	0.973	递增
2003	0.925	0.987	0.937	递增	0.970	1.000	0.970	递增
2004	0.975	0.984	0.991	递增	0.989	0.992	0.997	递增
2005	0.969	0.971	0.997	递减	0.978	0.992	0.987	递减
2006	0.982	0.997	0.985	递减	0.994	1.000	0.994	递减
2007	0.962	0.971	0.991	递增	0.998	0.998	1.000	不变
2008	1.000	1.000	1.000	不变	1.000	1.000	1.000	不变
2009	1.000	1.000	1.000	不变	1.000	1.000	1.000	不变
2010	0.969	0.970	0.999	递增	0.989	0.990	0.999	递增
2011	1.000	1.000	1.000	不变	1.000	1.000	1.000	不变
2012	0.978	0.984	0.993	递减	0.983	0.991	0.993	递减
2013	1.000	1.000	1.000	不变	1.000	1.000	1.000	不变
2014	1.000	1.000	1.000	不变	1.000	1.000	1.000	不变
2015	1.000	1.000	1.000	不变	1.000	1.000	1.000	不变
平均值	0.984	0.990	0.994		0.990	0.996	0.995	

效率不为 1.000 的年份数量比未考虑滞后后期的纯技术效率不为 1.000 的年份数量少,考虑滞后后期纯技术效率不为 1.000 的为 6 年。历年未考虑滞后后期的纯技术效率最低值为 0.964,考虑滞后后期的纯技术效率均值为 0.996,表明中国农业科技基本上已经达到了技术有效的水平。而从规模效率来看,未考虑滞后后期的规模效率值最低为 0.937,考虑滞后后期的规模效率值最低超过了 0.97,说明规模效率无效的年份与规模有效的差距甚微。可见,考虑滞后后期的规模效率值较未考虑滞后后期的规模效率值略有提高,但未达到有效水平,即规模效率虽然得到了提升,但规模效率若想达到历年全部有效,在现有的农业生产结构上还略显困难,且规模有效的数量小于纯技术有效的数量。因此,规模无效是导致 DMU 非 DEA 有效的重要原因。考虑滞后后期的规模效率的均值达到了 0.995,因此我国的农业科技 DEA 效率在整体上是规模有效的。

根据对综合效率、纯技术效率与规模效率的分析,可以得到我国农业科技并没有产生大量的投入冗余与产出不足,农业科技人员对于资源投入的配置是合理的,我国农业科技投入产出整体上是有效的,导致部分年份农业科技 DEA 效率无效的重要原因为规模效率的无效。

3 结论与建议

本研究对我国农业科技的投入效率进行测算与评价,利用灰色绝对关联度模型和统计学知识对农业科技产出的滞后期进行度量,在确定农业科技投入产出滞后期的基础上,利用 DEA 模型与熵权法得到滞后影响系数,进而计算我国 2000—2015 年农业科技产出的实际值,通过得到的农业科技产出实际值,利用 DEA 模型对我国历年来农业科技投入进行效率评价,由此可以得出主要结论:第一,我国农业科技 DEA 效率整体上是 DEA 有效的;第二,在我国农业科技 DEA 效率研究中,规模无效是导致无效年份非 DEA 有效的重要原因。因此,提高我国农业科技水平主要应在以下 2 个方面进行调整:(1)继续深化农业科技研究,努力促进农业科技成果转化。

中国正处于传统农业向现代农业转型的关键时期,构建现代农业科技创新体系是实现我国农业现代化和农业经济持续增长的重要战略支撑^[29],因此我国应该继续加大对农业科研的支持力度,培养专门的农业科研与技术人才,并且要努力促进农业科技成果的转化,以便更好地服务我国的农业现代化。(2)调整优化农业科技资源投入结构,增强规模优势。我国人多地少,农业分布相对分散,虽然整体上规模效率良好,但我国农业的发展规模并不具有较大优势。因此,我国要在努力提高技术效率的同时,完善农业科技管理体制。在此基础上,有步骤地继续支持农业适度扩大规模经营,对农业科技资源结构进行调整优化,增强规模优势,提高规模效益。

本研究利用灰色绝对关联度和统计学知识对农业科技产出的滞后期进行度量,一方面灰色关联分析方法的研究对象为“小样本、贫信息”的不确定系统信息问题,对于研究某些数据不完整的行业具有优势;另一方面本研究所给出的滞后期是在假设检验的基础上对滞后期进行的测度,具有客观性,且滞后影响系数是从 BCC 模型中效率值的角度并结合熵权法计算得到的,在保证客观性的基础上同时也与 DEA 模型具有一致性。但文中提出的运用灰色绝对关联度的方法测算农业科技投入与产出的滞后期也有一定的局限性,计算灰色绝对关联度要求系统行为序列与相关因素序列长度相等,即投入指标与产出指标数量相等,虽然可以采取补充数量不等的投入产出指标,但一般会影响灰色绝对关联度的准确性,导致测算出来的技术效率产生一定的误差。农业科技投入产出滞后期的测算是一个逐渐改进补充的过程,须要对其不断地补充完善。

参考文献:

[1]胡振华,刘笃池. 我国区域科技投入促进经济增长绩效评价——基于滞后性的绩效分析[J]. 中国软科学,2009(8):94-100.
[2]王庆丰,党耀国. 基于 Moore 值的中国就业结构滞后时间测算[J]. 管理评论,2010,22(7):3-7.

- [3] 吴和成, 刘思峰. 基于改进 DEA 的地域 R & D 相对效率评价[J]. 研究与发展管理, 2007(2): 108-112, 128.
- [4] 吴敏, 管艳. 关于 DEA 模型应用过程中滞后问题的探讨[J]. 统计与决策, 2011, 20(10): 29-31.
- [5] 杨晓晨. 我国发达地区健身消费滞后性研究——基于全国 31 个省市区分析[J]. 沈阳体育学院学报, 2016(1): 50-54, 81.
- [6] 丁守海, 丁洋, 沈煜, 等. 新常态背景下服务业就业的滞后风险[J]. 中国软科学, 2016(9): 28-36.
- [7] 金怀玉, 营利荣. 考虑滞后效应的我国区域科技创新效率及影响因素分析[J]. 系统工程, 2013, 31(9): 98-106.
- [8] 罗富民. 城镇化发展对农业供给侧结构变动的影响——基于分布滞后模型的实证[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2017(2): 52-59.
- [9] 冯秀珍, 聂巧. 技术转移投入要素对区域经济发展的贡献滞后性分析——以北京市高技术产业为例[J]. 经济问题探索, 2014(9): 68-73.
- [10] 冯家丛, 范馨月, 尹贺. 研发投入对高科技公司价值的提升研究——基于滞后性分析与板块效应对比[J]. 商业会计, 2017(9): 51-54.
- [11] 雷辉, 王亚男. 竞争战略对企业绩效滞后性及持续性的影响——以沪市上市公司为例[J]. 经济与管理研究, 2016, 37(10): 100-107.
- [12] 张虹敏. 滞后性统计方法论证及应用[J]. 统计与决策, 2014(15): 66-69.
- [13] 陶建格. 基于灰色关联度模型的城市化滞后性定量分析[J]. 经济地理, 2013(12): 68-72.
- [14] 王庆丰. 中国就业结构滞后问题研究[J]. 华东经济管理, 2009(9): 36-39.
- [15] 任可, 殷广卫. 我国服务业发展滞后于城市化的灰色关联分析[J]. 管理现代化, 2015, 35(4): 19-21.
- [16] 丁松, 党耀国, 徐宁, 等. 基于时滞效应的多变量离散灰色预测模型[J]. 控制与决策, 2017, 32(11): 1997-2004.
- [17] 许静, 方志耕, 田苑娜. 灰色滞后 DEA 模型及其在江苏高校创业教育服务效率评价中的应用[J]. 数学的实践与认识, 2016, 46(10): 33-42.
- [18] 张可, 曲品品, 张隐桃. 时滞多变量离散灰色模型及其应用[J]. 系统工程理论与实践, 2015, 35(8): 2092-2103.
- [19] 刘思峰, 郭天榜. 灰色系统理论及其应用[M]. 开封: 河南大学出版社, 1991: 55-59.
- [20] 徐巧玲. 科技投入产出的相对效率评价研究——基于 DEA 的 BCC 模型与 SE-CCR 模型的分析[J]. 科技管理研究, 2014(1): 66-70.
- [21] 张伟伟, 甄苓. 我国各地区科技资源配置的相对有效性研究[J]. 中国流通经济, 2008, 22(4): 34-37.
- [22] 孙慧波, 赵霞, 何晨曦. 农业科技服务对农业生产效率的影响研究[J]. 科技管理研究, 2016, 36(12): 256-260, 266.
- [23] 吴小庆, 王亚平, 何丽梅, 等. 基于 AHP 和 DEA 模型的农业生态效率评价——以无锡市为例[J]. 长江流域资源与环境, 2012, 21(6): 714-719.
- [24] 杨印生, 王舒, 王海娜. 基于动态 DEA 的东北地区玉米生产环境效率评价研究[J]. 农业技术经济, 2016(8): 58-71.
- [25] 李道和, 池泽新, 刘滨. 基于 DEA 的中国茶叶产业全要素生产率分析[J]. 农业技术经济, 2008(5): 52-56.
- [26] 李子君. 基于 DEA 的辽宁省农业生产效率分析[J]. 农业经济, 2018(2): 54-56.
- [27] 许云芳. 基于 DEA 模型的山西省农业资源利用效率研究[J]. 山西农业大学学报(社会科学版), 2018, 17(4): 55-61.
- [28] 杜娟. 基于 DEA 模型的我国农业科技创新投入产出分析[J]. 科技进步与对策, 2013, 30(8): 82-85.
- [29] 王雅鹏, 吕明, 范俊楠, 等. 我国现代农业科技创新体系构建: 特征、现实困境与优化路径[J]. 农业现代化研究, 2015, 36(2): 161-167.
- (上接第 315 页)
- [J]. 中国青年研究, 2017(1): 108-112.
- [13] Anker R, Chernyshev L, Egger P, et al. Measuring decent work with statistical indicators[J]. International Labor Review, 2003, 142(2): 147-178.
- [14] Kalleberg A L, Reskin B F, Hudson K. Bad jobs in america: standard and nonstandard employment relations and job quality in the United States[J]. American Sociological Review, 2000, 65(2): 256-278.
- [15] de Bustillo L R M, Macias E F. Job satisfaction as an indicator of the quality of work[J]. Journal of Socio-Economics, 2005, 34(5): 656-673.
- [16] ILO. Report of the director-general: decent work[R]. 87th Session of the International Labor Conference, 1999.
- [17] 汪昕宇, 陈雄鹰, 邹建刚. 超大城市新生代农民工就业满意度评价及其比较分析——以北京市为例[J]. 人口与经济, 2016(5): 84-95.
- [18] 沈诗杰. 东北地区新生代农民工“就业质量”影响因素探析——以“人力资本”和“社会资本”为中心[J]. 江海学刊, 2018(2): 229-237.
- [19] 章洵, 陈宁, 石人炳. 就业质量对农民工城市落户意愿影响及其代际差异[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2018, 19(1): 61-66.
- [20] 刘洪银. 稳步城镇化与农民工就业转型协同治理机制[J]. 广西社会科学, 2016(12): 153-157.
- [21] 赵蒙成. 社会资本对新生代农民工就业质量影响的调查研究——SZ 市新生代农民工的案例研究[J]. 人口与发展, 2016, 22(2): 48-55.
- [22] 赵蒙成. 社会资本视角下的新生代农民工就业质量研究[J]. 中州学刊, 2016(2): 74-78.
- [23] 吴克明, 余晶, 卢同庆. 大学毕业生与青年农民工就业比较研究[J]. 教育与经济, 2015(4): 23-29.
- [24] 刘洪银. “农二代”城镇层级流动对就业改进的梯次影响[J]. 云南财经大学学报, 2015, 31(4): 39-46.
- [25] 马继迁, 张宏如. 就业质量的代际差异——基于江苏、浙江、广东的农民工调查数据[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2014(6): 200-204.
- [26] 俞贺楠. 产业转型升级对我国农村转移劳动力就业的影响及对策研究[J]. 兰州学刊, 2014(5): 170-174.